

# 1990年代以降の日本労働市場の分析

—組織内における資源配分の役割に注目しての分析—

一橋大学大学院経済学研究科

博士学位請求論文

荒木祥太

独立行政法人経済産業研究所研究員

# 目次

第 1 章	本論文での課題	16
1.1	背景と目的	16
1.2	先行研究	18
1.3	本論文の分析と構成	24
1.4	図表	28
第 2 章	学歴、職務評価、昇進: 人事データを用いた雇用者学習モデルの推定	29
2.1	導入	30
2.2	雇用者学習に基づく昇進決定モデル	36
2.3	使用データ	42
2.4	記述統計: 昇進に焦点を置いて	44
2.5	雇用者学習に基づく昇進決定モデルの構造推定	50
2.6	考察	59
2.7	本章での結論	64
2.8	図表	67
第 3 章	日本の公務員賃金プレミアムに関する分析 -PIAAC による認知能力データ	

---

	を用いて-	78
3.1	導入 . . . . .	79
3.2	日本の公的部門労働者の賃金決定 . . . . .	84
3.3	使用データ . . . . .	86
3.4	推定手法 . . . . .	92
3.5	推定結果 . . . . .	97
3.6	考察 . . . . .	99
3.7	結論 . . . . .	111
3.8	図表 . . . . .	114
<b>第 4 章</b>	<b>若年者就業率における賃金弾力性の推定</b>	<b>133</b>
4.1	導入 . . . . .	134
4.2	推定モデル . . . . .	140
4.3	データセット . . . . .	143
4.4	賃金弾力性の推定結果 . . . . .	145
4.5	学歴グループ間の賃金弾力性 . . . . .	148
4.6	本章での結論 . . . . .	149
4.7	図表 . . . . .	150
<b>第 5 章</b>	<b>海外現地法人の雇用創出・喪失と日本国内雇用との関係について</b>	<b>159</b>
5.1	導入 . . . . .	160
5.2	理論モデル . . . . .	165
5.3	利用データ：政府統計データ . . . . .	172
5.4	推定結果 . . . . .	174

---

5.5	本章の結論 . . . . .	176
5.6	補論：外生的な海外従業者成長率の作成 . . . . .	178
5.7	図表 . . . . .	181
第 6 章	総括	184
参考文献		190

## 目次

1.1	年齢階級別失業率の推移 . . . . .	28
2.1	容易な仕事および困難な仕事における期待生産性 . . . . .	67
2.2	高偏差値国公立大学卒業者のキャリアツリー：A 社 . . . . .	68
2.3	非銘柄私立大学 (tier3) 卒業者のキャリアツリー：A 社 . . . . .	69
2.4	高偏差値国公立大学卒業者のキャリアツリー：B 社 . . . . .	70
2.5	非銘柄私立大学卒業者のキャリアツリー：B 社 . . . . .	71
3.1	認知能力および認知能力の使用状況の分布（男性） . . . . .	115
3.2	認知能力および認知能力の使用状況の分布（女性） . . . . .	116
3.3	コモンサポート内傾向スコアの分布（男性サンプル） . . . . .	117
3.4	コモンサポート内傾向スコアの分布（女性サンプル） . . . . .	119
4.1	若年者の就業率の推移（男女計） . . . . .	150
4.2	就業率の低下（男女計、両親と同居する 20-29 歳、ただし通学者、自営業 者は除く） . . . . .	151
4.3	男性の就業率の推移（両親と同居する 20-29 歳、ただし通学者、自営業 者は除く） . . . . .	151

---

4.4	女性の就業率の推移 (両親と同居する 20-29 歳、ただし通学者、自営業者は除く) . . . . .	152
-----	--	-----

## 表目次

2.1	技能ランク別評価分布：A 社、2005-2010、%	72
2.2	A 社における評価決定要因：オーダープロビットモデルの限界効果	72
2.3	記述統計：A 社	73
2.4	A 社における昇進の決定要因：コックス比例ハザードモデル	73
2.5	技能ランク別評価分布：B 社、2005-2010	74
2.6	<b>B</b> 社における評価決定要因：オーダープロビットモデルの限界効果	74
2.7	記述統計：B 社	75
2.8	B 社における昇進の決定要因：コックス比例ハザードモデル	75
2.9	A 社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との 交差項を含めない特定化	76
2.10	A 社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との 交差項を含めた特定化	76
2.11	B 社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との 交差項を含めない特定化	77
2.12	B 社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との 交差項を含めた特定化	77

3.1	記述統計量（男性）	117
3.2	能力についての記述統計量（男性）	118
3.3	記述統計量（女性）	119
3.4	能力についての記述統計量（女性）	120
3.5	傾向スコアマッチングの結果（雇用形態計）	121
3.6	傾向スコアマッチングの結果（フルタイム）	122
3.7	傾向スコアマッチングの結果（女性パートタイム）	123
3.8	男女間の賃金格差	124
3.9	傾向スコアマッチングの結果（フルタイム労働者：企業規模 50 人以上民間部門との比較）	125
3.10	傾向スコアマッチング（フルタイム労働者：企業規模 50 人未満民間部門との比較）	126
3.11	Oaxaca-Blinder 分解との比較（雇用形態計）	127
3.12	Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献（雇用形態計）	128
3.13	Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献（フルタイム労働者）	129
3.14	Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献（フルタイム労働者：事業所規模 50 人以上民間部門との比較）	130
3.15	Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献（フルタイム労働者：事業所規模 50 人未満民間部門との比較）	131
3.16	Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献（女性パートタイム労働者）	132
4.1	記述統計量（20-29 歳、両親と同居する未婚者、ただし通学者、自営業者は除く）	153

---

4.2	就業決定モデルの推定 (20-29 歳、両親と同居する未婚者、ただし通学者、 自営業者は除く) . . . . .	154
4.3	就業決定モデルの推定 (1992 年) . . . . .	155
4.4	就業決定モデルの推定 (1997 年) . . . . .	156
4.5	就業決定モデルの推定 (2002 年) . . . . .	157
4.6	世帯所得の内生性を考慮した就業確率の賃金弾力性の推定 (20-29 歳の両 親と同居する未婚者、ただし通学者および単身世帯除く) . . . . .	158
4.7	男女学歴別賃金弾力性の推定 (20-29 歳の両親と同居する未婚者、ただし 通学者および単身世帯除く) . . . . .	158
4.8	20-29 歳の労働市場参加率の構成比 (20-29 歳の両親と同居する未婚者、た だし通学者および単身世帯除く) . . . . .	158
5.1	記述統計 . . . . .	181
5.2	製造業における国内従業者数成長率と海外従業者成長率との関係 (非海外 進出企業も含む) . . . . .	182
5.3	製造業における国内従業者数と海外現地法人 (製造業) 従業者との代替関係	183

# 要旨

本学位請求論文『1990年代以降の日本労働市場の分析-組織内における資源配分の役割に注目しての分析-』の構成は次のとおりである。

第1章 本論文での課題

第2章 学歴、職務評価、昇進: 人事データを用いた雇用者学習モデルの推定

第3章 日本の公務員賃金プレミアムに関する分析 -PIAACによる認知能力データを用いて-

第4章 若年者就業率における賃金弾力性の推定

第5章 海外現地法人の雇用創出・喪失と日本国内雇用との関係について

第6章 総括

第1章では先行研究を整理した上で、本論文の課題を論じた。1990年代初頭のいわゆる「バブル経済」崩壊以降の長期にわたり経済停滞において、日本経済はその経済資源のより効率的な活用を求められていた。このような停滞の中で日本の労働市場その中でも企業等組織内部労働市場はどのような労働資源配分を行ってきたのかが本論文の関心事項である。

本論文で関心を置く労働資源配分とは、労働市場の様々な部門の仕事に対し、どのよう

な労働者が割り振られているのかについてである。この様々な部門の仕事には要求される能力などに大きな違いがあり、同様に職務遂行能力に様々な違いがある労働者誰もが全ての仕事に適格なわけではない。他の仕事に就けばより高い付加価値を生産できる労働者であっても、自分の職務遂行能力に合わない仕事に就かされれば、不十分な成果しか上げられないことも考えられる。各々の労働者に対する仕事への配置が職務遂行能力ではない要素、例えば能力に関する情報を不正確にしか観察できないことによって生じる偶然的なノイズや性別といった要素で決まるのであれば、このような不十分な成果しか上げられない割り振りが生じるという意味で、労働資源配分は効率的でないと言える。また転職などを通じた労働者の移動が制限されていれば、または能力に関する情報が更新されることなく不正確なままであれば、この効率的でない労働資源配分が持続することになる。このようなことから、日本労働市場における労働資源配分の仕組みを考察することは、「バブル経済」崩壊以降の長期にわたり経済停滞を分析するために必要であると考えられる。

日本における労働市場の特徴として、長期雇用で代表される特有の雇用慣行が大企業を中心に存在している。この長期雇用を前提とした日本的雇用慣行は、戦後から1980年代までの高い経済成長と若年労働力の豊富な労働供給という背景のもとで、合理的であったと考えられている。この転職が少ない長期雇用という前提は、1990年代以降の経済停滞期において、低調な企業から好調な企業への労働移動の硬直化を招き、労働資源の再配分機能を妨げることが指摘されている(Ono, 2010)。日本の労働市場の流動性については、諸外国と比べて異企業間における従業員の異動が少ないことが、世帯調査を用いた労働フロー測定や、事業所調査による入離職率の分析などで確認されている一方で、企業内部の配置転換による異動などを考慮する必要性が指摘され、実際に雇用慣行が大きな変化を遂げたと考えられている近年でも企業内配置転換や出向など内部労働での労働者の異動が絶対数お

よびシェアどちらの観点かも上昇してきた可能性が指摘されている(神林, 2016a,b)。企業内部の労働市場を通じた労働異動に伴う労働資源配分メカニズムは、職業紹介機関などを通じた外部労働市場労働資源配分メカニズムとは異なることが予想される(Doeringer and Piore, 1971)。ただし1990年代以降の経済停滞期において、組織内部における資源配分をどれほど効率的であったかという評価はまだ明確にされていない。そこで本論文は、日本的雇用慣行を前提とした労働市場における労働資源配分に中心的な関心を置く。この問題意識から、本論文の前半は日本的雇用慣行を採用している内部労働市場に注目した分析を行う。そして後半では内部労働市場に参入できなかった労働者として、若年無業者にも着目した。この点に着目した理由は、内部労働市場における雇用水準を維持するために、若年者が代替されているという仮説が存在するからである。

第2章では日本の大企業での人材配置について取り扱う。日本的雇用慣行で特徴づけられる労働市場における労働者は転職によって他企業で職を得る機会が限られる。そのため、日本的雇用慣行を特徴とする労働市場は、他の者と比べて高い能力を持つ労働者に対して、その高い能力をより効率的に活用できる仕事へと割り当てる機能が弱いことがOno (2010)等によって指摘されてきた。しかしLi and Tian (2013)やPapageorgiou (2018)といった近年の理論研究では、転職の頻度が少ない長期勤続のもとでも、転職と同様のマッチングの向上が可能であることを指摘している。これらの理論研究は、労働者は他企業で職を得る転職機会が限られる代わりに、一つの企業内における複数の職務経験を通じて、自身の能力が効率的に発揮される職務に出会える利点を指摘している。このような利点を実現するためには、内部労働市場において労働者の能力に関する情報が職業経験を通じて蓄積される構造が必要とされる。この章では、このような情報蓄積構造を実証的に分析する。ここでは雇用者学習モデルを理論的基礎に据える。雇用主学習モデルは雇用主が、従業員の

能力についての先験的分布を学歴から形成し、職務のパフォーマンスを観察しながらその分布を更新していくと仮定する。本章は各従業員の出身大学、職務評価、職能等級に関する豊かな情報を含んだ2つの大規模製造業企業の人事データを用いて、大卒ホワイトカラー労働者についての雇用主学習モデルのパラメータを推定した。推定の結果は雇用主は従業員の能力を素早く学習することを示しており、当初の予測誤差は3年から4年のうちに半減する。企業は名門大学の卒業生を早く出世させるがそれは名門大学の卒業生が一般的に職務上のパフォーマンスがよいためである。

第3章では日本的雇用慣行のもとでの賃金決定について取り扱う。ここでは、外部労働市場の影響を受けにくい公的部門労働者について分析を行う。八代(1997)が指摘するように日本の公務員制度は、日本的雇用慣行のもっとも典型的な一つのパターンであり、入職するためには一定の年齢制限があるために、外部労働市場の影響を受けにくい。このような公的部門労働者にとっての内部労働市場における賃金決定が、外部労働市場である民間部門の賃金と比較したとき均衡しているのかという問いがこの章での課題である。この分析では労働者の認知能力が測定されているOECD国際成人力調査(PIAAC)を用いる。日本の公務員制度において、公的部門労働市場に入職するためには、選抜試験が課される。そのため日本の政府統計を用いて、公的部門労働者と同程度の学歴といった変数を有する民間部門労働者と比較したとしても、認知能力の水準が異なる可能性から生じるサンプルセレクションバイアスを補正する必要がある。PIAACを用いることで、我々は認知能力の水準も制御したうえで、公的部門労働者と民間部門労働者との比較が可能となる。この章では、男性フルタイム労働者では公的部門と民間部門との間で賃金は均衡しているといえる反面、女性フルタイム労働者では公的部門において能力では説明できない正の賃金プレミアムがあることを指摘する。

第4章では若年者の就業構造について分析を行う。日本において、2000年代前半期には、失業者の動向とその対策のみならず、就職活動に至らない若年独身の無業者にも注目が集まった。従来、非労働力者は、専業主婦や高齢者がほとんどを占めると考えられてきたが、1990年代以降の不況期を通じて若年独身の無業者が急増した。若年期の就業には技能形成の側面があり、若年無業者の増加は将来における低技能労働者の増加を招くことが懸念されている。このような就業率の低下をもたらした原因として、不況期を通じた実質賃金率の低下による若年者の就業意欲の減少が考えられる。この仮説に対して、手取り賃金率1%の減少に対して、若年者の就業意欲がどれだけ妨げられたのかという賃金弾性値を得ることがこの章の目的である。この目的のために、サンプルサイズが大きい就業構造基本調査を用いて若年労働者の労働供給関数の推定を行う。この章を通じて、学歴別に見たとき、就業率が顕著に低下している低学歴者ほど、賃金弾力性が高いことを指摘する。

第5章は補論として、日本企業が海外進出の推進によって国内の雇用動向を変化させたかについて取り扱う。近年、日本企業、とくに大企業が世界中に拠点を構えつつ世界を股にかけて事業活動を行う例が増えてきている。多国籍企業における内部労働市場は国内本社と海外現地法人の異なる所在地を前提にして構成される。そのため同じ職種・職位の従業員でありながらも、生活水準や技術水準の大きく異なる地域間また職場間で異なる処遇や評価を行うルール策定が内部労働市場には求められることになる。このような内部労働市場の国際的外延化はこれまでの内部労働市場の議論で明示的に意識されることはなかった(白木, 2006)。本論文でも多国籍企業の内部労働市場の分析に立ち入ることが出来なった。しかし、多国籍企業における組織内での労働資源配分を分析する端緒として、国内従業員と海外現地法人従業員との資源配分について分析する。ここでは、日本の企業レベルのパネル・データを用いて、近年の海外事業活動の拡大による現地での雇用創出が、国内

の雇用喪失につながるのではないかという仮説を検証する。この章では、経済産業省「企業活動基本調査」「海外事業活動基本調査」の二つの政府統計個票データを接続することによって、海外に子会社を持つ日本企業について、企業組織や経済環境の変化に対する雇用調整において、本社の国内での雇用水準、海外子会社の雇用水準がどのように変化するか同時に観察、それぞれの代替・補完関係および雇用調整に関する費用構造の実証分析を行う。本章は、国内および海外に子会社をもつことで企業グループを形成する多国籍企業の海外事業活動規模の拡大によって、企業グループ全体の国内労働需要にいかなる影響を及ぼすのかを分析する。用いるのは、「経済産業省企業活動基本調査」（1992年および1995年から2013年まで）および「海外事業活動基本調査」（1996年から2013年まで）の調査票情報である。その結果、1990年代以降の日本製造業企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して正の影響は与えず、点推定で見ると海外現地法人従業者数の成長率1%に対して国内従業者数は0.01%減少するという小さくまた統計的に非有意な雇用減少をもたらすという結果が得られた。これらの統計的に有意でない結果は、推定における標準誤差の大きいということもあり、海外直接投資の効果を十分に示していないかもしれない。このような負の影響は実際にあったとしても、1990年代に実際に海外進出した企業に見られる国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消されてしまっていたため、比較的小さい点推定値が得られたのではないかと考える。

本論文でここで行った実証分析の結果からの考察として、以下の3点を指摘する。まず、組織としての日本企業は労働者の能力を素早く把握し、その情報を昇格昇進に反映させるという点で労働力活用に寄与していたといえる。そして国家および地方公共団体のような公的部門労働市場という、価格メカニズムを介さない雇用調整が主となる組織においても、

男性労働者については民間部門の雇用を阻害することなく均衡が達成されていた。最後に日本の労働市場の否定的な側面として、分析対象期間に労働市場へ参入した若年無業者に対しては、先行研究で指摘されてきた通り、良質な雇用機会が提供されていなかったといえる。

# 第1章

## 本論文での課題

### 1.1 背景と目的

1990年代初頭のいわゆる「バブル経済」崩壊以降の長期にわたり経済停滞において、日本経済はその経済資源のより効率的な活用を求められている。1990年代初頭のバブル崩壊にはじまる不況は民間企業の業績不振によるリストラチュアリングを促し、公的部門においても財政状況の逼迫から公務員給与水準や人数を見直すきっかけとなった。このような停滞の中で日本の労働市場その中でも企業等組織内部労働市場はどのような労働資源配分を行ってきたのが本論文の関心事項である。

本論文で関心を置く労働資源配分とは、労働市場の様々な部門の仕事に対し、どのような労働者が割り振られているのかについてである。この様々な部門の仕事には要求される能力などに大きな違いがあり、同様に職務遂行能力に様々な違いがある労働者誰もが全ての仕事に適格なわけではない。他の仕事に就けばより高い付加価値を生産できる労働者であっても、自分の職務遂行能力に合わない仕事に就かされれば、不十分な成果しか上げられないことも考えられる。各々の労働者に対する仕事への配置が職務遂行能力ではない要

素、例えば能力に関する情報を不正確にしか観察できないことによって生じる偶然的なノイズや性別といった要素で決まるのであれば、このような不十分な成果しか上げられない割り振りが生じるという意味で、労働資源配分は効率的でないと言える。また転職などを通じた労働者の移動が制限されていれば、または能力に関する情報が更新されることなく不正確なままであれば、この効率的でない労働資源配分が持続することになる。このようなことから、日本労働市場における労働資源配分の仕組みを考察することは、「バブル経済」崩壊以降の長期にわたり経済停滞を分析するために必要であると考えられる。

日本における労働市場の特徴として、長期雇用で代表される特有の雇用慣行が大企業を中心に存在している。この長期雇用を前提とした日本的雇用慣行は、戦後から1980年代までの高い経済成長と若年労働力の豊富な労働供給という背景のもとで、合理的であったと考えられている。一方でOno (2010) のように1990年代以降の経済停滞期においては、転職が少ないという長期雇用の前提は低調な企業から好調な企業への労働移動の硬直化を招き、労働資源の再配分機能を妨げることが指摘されている\*1。このような理解から、日本の労働市場をより流動的で現在の環境に適したものにするため、政策提案がなされることがある\*2。日本の労働市場の流動性については、諸外国と比べて異企業間における従業員の異動が少ないことが、世帯調査を用いた労働フロー測定や、事業所調査による入離職率の分析などで確認されている一方で、企業内部の配置転換による異動などを考慮する必要性が指摘され、実際に雇用慣行が大きな変化を遂げたと考えられている近年でも企業内配置転換や出向など内部労働での労働者の異動が絶対数およびシェアどちらの観点からも上昇してきた可能性が指摘されている(神林, 2016a,b)。企業内部の労働市場を通じた労働異動に伴う

\*1 Ono (2010) は終身雇用と呼べるような長期雇用によって労働市場が硬直的であり続けたことによって、経済停滞期を通じて労働市場への新規参入の機会が妨げられたことを指摘している。また、最近の日本における労働市場について解説している労働経済学の教科書宮本 (2018) でもこのような見解が採られている。

\*2 例えば、八代 (1997, 2015); 鶴 (2016) を挙げることができる。

労働資源配分メカニズムは、職業紹介機関などを通じた外部労働市場労働資源配分メカニズムとは異なることが予想される (Doeringer and Piore, 1971)。ただし 1990 年代以降の経済停滞期において、組織内部における資源配分をどれほど効率的であったかという評価はまだ明確にされていない。そこで本論文は、日本的雇用慣行を前提とした労働市場における労働資源配分に中心的な関心を置く。この問題意識から、本論文の前半は日本的雇用慣行を採用している内部労働市場に注目した分析を行う。そして後半では内部労働市場に参入できなかった労働者として、若年無業者にも着目した。この点に着目した理由は、内部労働市場における雇用水準を維持するために、若年者が代替されているという仮説が存在するからである。

## 1.2 先行研究

### 1.2.1 内部労働市場

上記の問題意識のもとに、これまでの先行研究をレビューする。まず日本の労働市場の特徴とされる日本的雇用慣行に基づく組織内部の労働資源配分メカニズムは、労働者の能力開発すなわち人的資本蓄積を促すように設計された内部労働市場として理解されてきた。内部労働市場とは、労働者の賃金や配分そして教育訓練投資水準が所属する組織の人事ルールによって管理される仕組み、またはその管理上の単位として Doeringer and Piore (1971) によって定義された概念である。これに対して、その組織から転職を図るものおよびまだ組織に属していない労働者は、組織内の人事政策ではなく転職活動や就職活動の結果として賃金や配分、教育訓練投資の水準が決定されることになる。このような仕組みは外部労働市場と呼ばれ、内部労働市場と対比される。内部労働市場に関する先行研究の基本的な議論の主題は、Gibbs and Hendricks (2004) に従えば、人事ルールが実際に効果

をもつのか、それとも外部労働市場の圧力が比較的妨げられないだけのベールにすぎないのかということである。ほとんどの企業は、人事管理のためのルールを持っている。そして Adams (1996) によると、これらの人事ルールは非常に官僚的である。Doeringer and Piore (1971) は、このようなルールが労働者を外部労働市場から保護すると主張した。事実、Medoff and Abraham (1980) や Baker et al. (1994a,b) に代表される企業レベルのデータを用いた分析によると、名目賃金の下方硬直性や参入コホート効果といった、標準的な新古典派理論とは齟齬のある事象がいくつか観察されている。

日本の労働市場の分析について内部労働市場に注目する理由として、労働者の賃金形成において勤続年数<sup>\*3</sup>の貢献が大きいという日本の特徴が挙げられる (Rebick, 2005)。この特徴は多くのミンサー型賃金関数<sup>\*4</sup>を用いた先行研究によって指摘されている。日本の労働市場におけるミンサー型賃金関数を他国のそれと比較する研究として先駆的な業績である Hashimoto and Raisian (1985, 1992) による研究が挙げられる。彼らの研究は、1960年代から70年代にかけての日本の就業構造基本調査データとアメリカの Current Population Survey (CPS) データから、日米で賃金関数の形状について比較を行っている。その結果から、勤続年数が賃金を増加させる効果が、アメリカよりも日本で強いことを明らかにされている。同様の結果は Mincer and Higuchi (1988); Clark and Ogawa (1992); Abe (2000) においても得られている。この傾向を説明する理論のなかで特に有力とされている理論は2つある (大湾・佐藤, 2017)。1つは企業特殊人的資本への投資収益率の高さから説明す

\*3 労働者が現在就業している企業における勤続年数。

\*4 賃金決定の経済学的理論と実証研究とを結びつけたことで強い影響力をもつ Mincer (1974) によるミンサー型賃金関数は、世界各国の幅広い時点の賃金分布をよく説明できるため、経済学における賃金形成の分析でよく用いられる。このミンサー型賃金関数は人的資本理論に基づく実証モデルであり、時間あたり賃金(対数)を、一般的人的資本を表す教育年数および労働市場経験年数、企業特殊人的資本を測る勤続年数で説明しようとするものである。そしてミンサー型賃金関数を用いた分析が世界各国の賃金分布に適用できることから、複数の国における賃金関数の形状を比較することで、それぞれの国における労働市場の特徴の違いを推測する試みが行われている。

る理論 (Becker, 1962; Hashimoto, 1981; Carmichael, 1983)、もう1つは後払い賃金理論 (Lazear, 1979) である。これら2つの理論モデルは人事ルールの描き方が異なれど、いずれも外部労働市場で決定される賃金率と、組織内部の人事ルールによって決まる賃金率との間に差がつくことを想定している。この賃金率の差によって企業特殊的人的資本の蓄積や長期的な雇用関係を促されるというのが、これらの理論の主張である。賃金形成において勤続が重要であるという特徴を説明できるこれらの有力な理論は、基本的に勤続年数に伴って賃金が増加する人事ルールが労働者を特定の企業に定着させることを促し、その企業で評価される技能としての企業特殊的人的資本の蓄積を促進させるとしている。これらの企業特殊的人的資本に着目した理論は、日本の企業における労働者の技能形成の重要性を強調してきた小池による聞き取り調査や統計分析による成果\*5と整合的である。これらの先行研究の結果から日本の労働市場の特徴は、内部労働市場という概念への注目を促すことになる。

日本の労働市場が労働者の能力開発すなわち人的資本蓄積を促すとしても、その労働者の能力を活かせる仕組みが備わっていなければ、経済的に合理的なものとは言えない。労働者がその能力を活かせる職務に割り振られているかを議論するにあたって、まず組織内での昇進に注目できる。これには労働者が昇進をするためには相対的に高度な能力の蓄積が必要であると理解されている\*6ことと、昇進が分析者にとって観察が比較的容易であるという背景がある。そして昇進について、日本の労働市場の特徴とされるのは、遅い昇進と呼ばれる現象である。これは同一年次同一企業に入社した集団について、集団内で昇進状

\*5 小池の一連の研究成果の知見をまとめたものとして小池 (2005) がある。

\*6 昇進を取り扱う経済理論モデルとしてよく用いられる Gibbons and Waldman (1999, 2006) は、高い人的資本を蓄積した労働者にとって、人的資本を蓄積していない労働者よりも、比較優位がある仕事を上位職としてモデル化することで昇進を描写している。また日本型の昇進慣行の組織内合理性を示したことでよく知られる Prendergast (1992) や Owan (2004) も企業にとって能力が高い労働者を昇進させるインセンティブがある前提のもとで、その昇進が他の経済主体に送ることになるシグナルの役割を議論している。

況に差がつく時期について、日本のそれは他の諸国と比べて遅いというものである。実際に日本、アメリカ、ドイツの企業にアンケート調査を行った日本労働研究機構(1998)は、最初の昇進者が現れる時期を日本では入社後7.9年とし、それに対してアメリカでは3.4年またドイツでは3.7年と比べて、日本の遅い昇進傾向を報告している。また他の国についても、小池(2005)による聞き取り調査の結果、西欧、東南アジア諸国でも日本と比べて早い昇進管理が行われていることが報告されている。

人的資本の蓄積を重視するにも関わらず遅い昇進という傾向を持つ雇用慣行は、能力を蓄積した労働者が、その高度な能力を必要とする仕事に就くまで時間がかかるという点で、労働者の能力を活かせる仕組みが備わっていないように見えるかもしれない。しかし遅い昇進が企業にとって効率的な資源配分の結果である否かは、各経済主体が各労働者に関する情報をどれだけ有しているかということに依存する。労働者の能力に関する情報を全ての経済主体が隠さず共有していることを前提とする Gibbons and Waldman (1999) のモデルによって分析を行えば、遅い昇進傾向は日本の労働市場は労働者の能力を活かせていないことを意味する。能力が高い労働者にとってそうでない労働者よりも比較優位がある仕事を上位職とする Gibbons and Waldman (1999) に従えば、高い能力を蓄積したはずの労働者に対して上位職を割り当てられる時期が遅いことによって、本来上位職で生産できた付加価値が企業にとっても社会にとっても機会損失の費用として生じる。一方で、雇用関係の外にある経済主体に情報を隠す利点が、少なくとも企業にはあると主張する理論モデルも提案されている。昇進がもたらす他企業への情報伝達機能を扱った Waldman (1984) は、有能な労働者の引き抜きを防止するため、あえて昇進を遅らせる可能性について論じている。この場合、雇用者としての企業にとっては労働者の能力を踏まえた最善の昇進ルールであるが、労働市場全体としては機会損失が生じる。また、特定の労働者を昇進させるこ

とによって、企業内における他の従業員への情報伝達機能に注目した Prendergast (1992) は、技能蓄積が十分でない早いキャリア段階で昇進者を選抜することで、同一企業内におけるその他の従業員に対し技能蓄積のインセンティブを損なう側面があることを指摘する。Prendergast (1992) の議論は、少数の有能な労働者の能力を活かすか、多くの労働者に対する技能蓄積のインセンティブを重視するかというトレードオフを指摘するものである。しかし、どの立場をとったとしても、雇用者である企業が労働者の能力に関する情報を素早く得られないと、昇進時期が遅くなり (Lazear, 2004; Araki and Kawaguchi, 2014) 社会的な機会損失が生じる。

また昇進を含めて企業内部での人材配置は、転職の少ない日本労働市場における労働資源配分の効率性にとって重要な要素である。日本の労働市場の特徴として、賃金形成に勤続年数が重要である点に加えて、労働者の平均的な勤続年数が長く、言い換えれば労働者の平均的なキャリアにおける転職回数が少ないという特徴がある (Hashimoto and Raisian, 1985; Chuma, 1998; Kato, 2001; Ono, 2010; Hamaaki et al., 2012; Kawaguchi and Ueno, 2013; 加藤・神林, 2016)。転職のような労働移動は、労働者がより自身の能力を活かせるという意味でのマッチングの良い仕事に出会うことを通じての労働資源の再配分の過程と考えられる\*7ため、頻繁な転職が起きる流動的な労働市場は労働資源が効率的に用いられるための前提として考えられてきた。しかし Li and Tian (2013) や Papageorgiou (2018) といった近年の理論研究では、転職の頻度が少ない長期勤続のもとでも、転職と同様のマッチングの向上が可能であることを指摘している。これらの理論研究は、労働者は他企業で職を得る転職機会が限られる代わりに、一つの企業内における複数の職務経験を通じて、自身の能力が効率的に発揮される職務に出会える利点を指摘している。このよう

---

\*7 転職を説明する有力な理論としてのジョブ・マッチング理論 (Jovanovic, 1979a,b) がある。

な利点を実現するためには、内部労働市場において労働者の能力に関する情報が職業経験を通じて蓄積される構造が必要とされる。以上のことから、内部労働市場による労働資源配分において重要なパラメータは、企業による労働者の能力に関する情報収集能力であるといえる。

### 1.2.2 日本の労働市場における若年者

企業内訓練によって企業特殊的人的資本の蓄積を促す方針をもった雇用慣行のもとで、ほとんどの若者が学校卒業と同時に内部労働市場での雇用機会を得るというパターンは、日本的雇用慣行の特徴の1つであった。しかし1990年代初頭の不況以来、そうした学校から職業への移行プロセスに大きな変化が生じている。経済が長期間にわたり停滞する中、学校卒業時に仕事を見つけるのに苦労したり、仕事を見つけられず失業者とならざるを得ない若年者が増加した。図1.1は失業率の推移を年齢階級別に示したものである。図1.1のように、15歳から34歳の若年者の失業率が他の世代の失業率と同様に1990年代から急速に上昇した。そしてこの図は、失業率の上昇幅は若年者の方が他の世代よりもかなり大きく、若年の雇用環境が厳しいものであったことを示している。この背景には長期的な経済停滞の中での新卒求人減少や求人内容の変化といった労働需要側の要因がある\*8。経済の持続的な成長が見込めないとすると新規学卒者を長期的に抑制することのリスクが高まる。また、すでに企業特殊的能力を持つ中高年社員を解雇するよりも新規採用を削減した方が企業にとって有利だったために生じたという置換効果も指摘されている(玄田有史, 2001; 玄田, 2004; 川口, 2006; 安田他, 2019)。特に川口(2006)が、日本型雇用慣行の特徴である長期雇用を前提とした企業の雇用調整モデルを以て置換効果に対して理論的説明を

\*8 この点に関して詳しくは(太田, 2001)を参照のこと

与えている。この理論モデルでは、前世代を若年労働者として採用する時点での企業の見通しよりも低い製品価格が実現された時に、企業はすでに雇用した前世代よりも新たに雇用する若年労働者の雇用を抑制するために置換効果が生じると説明している。この説明は、内部労働市場が日本の労働市場全体における労働資源配分に与える影響を分析する際、若年無業者に注目する必要性を与える。

その一方で、求職活動に至らないため失業者に計上されない若年無業者にも注目が集まったのも1990年代の日本経済の特徴である。このような特徴は不況による若年労働者への需要の低迷が指摘される以前は、少子化や所得の増大によって生じた親の経済的余裕によって働かなくてもよいような環境を強調した山田(1999)に代表される供給側の要因を重視した若年者のライフスタイルからの説明が有力であった。しかし玄田(2007)は、就職に伴う期待収益率の低いと考えられる低学歴者ほど求職活動に至らないという傾向から、労働需要の弱まりを非求職の原因の一つとして指摘している。特に、玄田(2007)の分析は、若年無業者の求職活動の有無に対する親の収入等の世帯年収の影響を推定し、1990年代を通じて世帯年収の効果が弱くなっていることを指摘している。この結果は、求職活動に至っていない者を含め若年無業の要因として大きな要因であると考えられるのは労働需要であることを意味する。

### 1.3 本論文の分析と構成

本論文は、組織内での資源配分機能が1990年代以降の経済停滞期において、効率的な経済資源の活用に一定の貢献があったのではないかという問題意識を背景としている。この問題意識から、本論文の前半は日本的雇用慣行を採用している内部労働市場に注目した分析を行い、後半では内部労働市場から阻害された形となっている若年無業者に注目する。

第2章では日本の大企業での人材配置について取り扱う。日本的雇用慣行で特徴づけられる労働市場における労働者は転職によって他企業で職を得る機会が限られる。そのため、日本的雇用慣行を特徴とする労働市場は、他の者と比べて高い能力を持つ労働者に対して、その高い能力をより効率的に活用できる仕事へと割り当てる機能が弱いことが Ono (2010) 等によって指摘されてきた。しかし Li and Tian (2013) や Papageorgiou (2018) といった近年の理論研究では、転職の頻度が少ない長期勤続のもとでも、転職と同様のマッチングの向上が可能であることを指摘している。これらの理論研究は、労働者は他企業で職を得る転職機会が限られる代わりに、一つの企業内における複数の職務経験を通じて、自身の能力が効率的に発揮される職務に出会える利点を指摘している。このような利点を実現するためには、内部労働市場において労働者の能力に関する情報が職業経験を通じて蓄積される構造が必要とされる。第2章では、このような情報蓄積構造を実証的に分析する。ここで用いるのは日本の大企業2社の人事データである。この構造を推定した結果から日本の大企業は、少なくとも我々が取り上げた企業においては、労働者の能力に関する情報を素早く学習し昇進決定に利用していることを指摘する。

第3章では日本的雇用慣行のもとでの賃金決定について取り扱う。ここでは、外部労働市場の影響を受けにくい公的部門労働者について分析を行う。八代 (1997) が指摘するように日本の公務員制度は、日本的雇用慣行のもっとも典型的な一つのパターンであり、入職するためには一定の年齢制限があるために、外部労働市場の影響を受けにくい。このような公的部門労働者にとっての内部労働市場における賃金決定が、外部労働市場である民間部門の賃金と比較したとき均衡しているのかという問いが第2章での課題である。この分析では労働者の認知能力が測定されている OECD 国際成人力調査 (PIAAC) を用いる。日本の公務員制度において、公的部門労働市場に入職するためには、選抜試験が課される。

そのため日本の政府統計を用いて、公的部門労働者と同程度の学歴といった変数を有する民間部門労働者と比較したとしても、認知能力の水準が異なる可能性から生じるサンプルセレクションバイアスを補正する必要がある。PIAACを用いることで、我々は認知能力の水準も制御したうえで、公的部門労働者と民間部門労働者との比較が可能となる。この章では、男性フルタイム労働者では公的部門と民間部門との間で賃金は均衡しているといえる反面、女性フルタイム労働者では公的部門において能力では説明できない正の賃金プレミアムがあることを指摘する。

第4章では若年者の就業構造について分析を行う。日本において、2000年代前半期には、失業者の動向とその対策のみならず、就職活動に至らない若年独身の無業者にも注目が集まった。従来、非労働力者は、専業主婦や高齢者がほとんどを占めると考えられてきたが、1990年代以降の不況期を通じて若年独身の無業者が急増した。若年期の就業には技能形成の側面があり、若年無業者の増加は将来における低技能労働者の増加を招くことが懸念されている。このような就業率の低下をもたらした原因として、不況期を通じた実質賃金率の低下による若年者の就業意欲の減少が考えられる。この仮説に対して、手取り賃金率1%の減少に対して、若年者の就業意欲がどれだけ妨げられたのかという賃金弾性値を得ることがこの章の目的である。この目的のために、サンプルサイズが大きい就業構造基本調査を用いて若年労働者の労働供給関数の推定を行う。この章を通じて、学歴別に見たとき、就業率が顕著に低下している低学歴者ほど、賃金弾力性が高いことを指摘する。

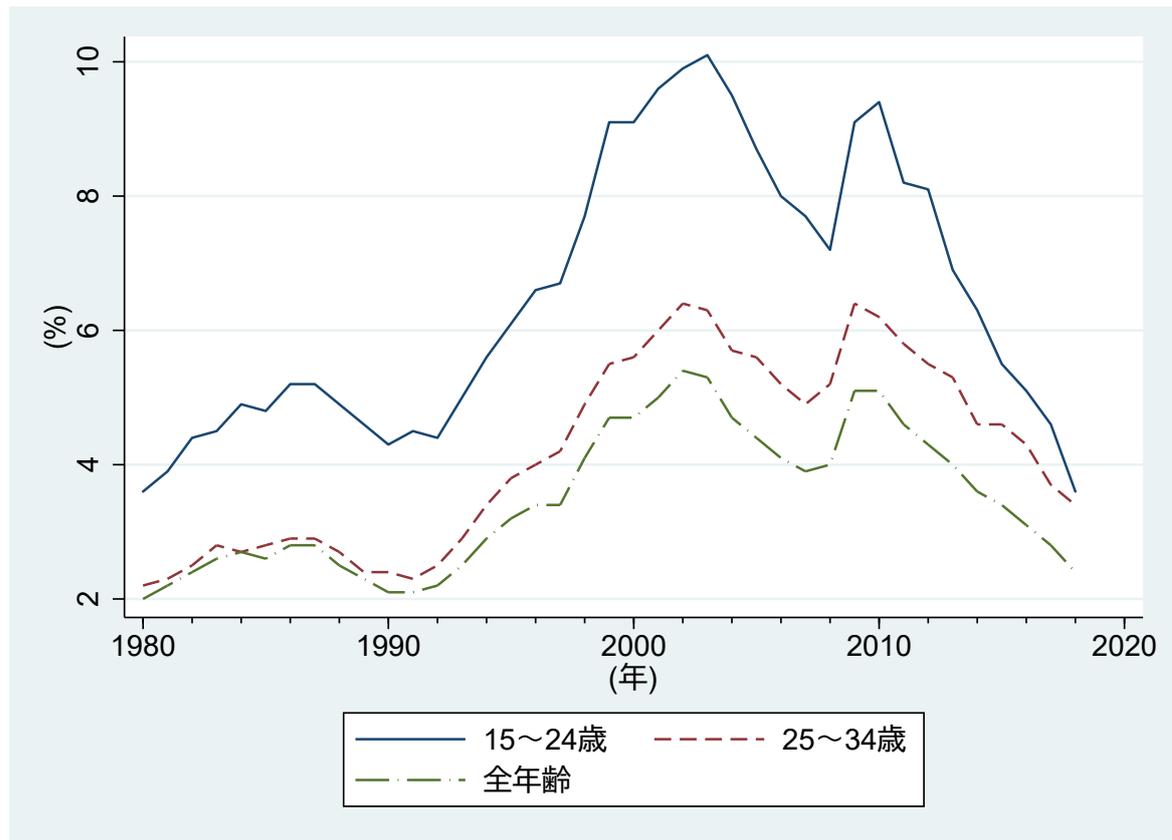
第5章は補論として、日本企業が海外進出の推進によって国内の雇用動向を変化させたかについて取り扱う。近年、日本企業、とくに大企業が世界中に拠点を構えつつ世界を股にかけて事業活動を行う例が増えてきている。多国籍企業における内部労働市場は国内本社と海外現地法人の異なる所在地を前提にして構成される。そのため同じ職種・職位の従業

員でありながらも、生活水準や技術水準の大きく異なる地域間また職場間で異なる処遇や評価を行うルール策定が内部労働市場には求められることになる。このような内部労働市場の国際的外延化はこれまでの内部労働市場の議論で明示的に意識されることはなかった(白木, 2006)。本論文でも多国籍企業の内部労働市場の分析に立ち入ることが出来なった。しかし、多国籍企業における組織内での労働資源配分を分析する端緒として、国内従業員と海外現地法人従業員との資源配分について分析する。ここでは日本の企業レベルのパネル・データを用いて、近年の海外事業活動の拡大による現地での雇用創出が、国内の雇用喪失につながるのではないかという仮説を検証する。この章では、経済産業省「企業活動基本調査」「海外事業活動基本調査」の二つの政府統計個票データを接続することによって、海外に子会社を持つ日本企業について、企業組織や経済環境の変化に対する雇用調整において、本社の国内での雇用水準、海外子会社の雇用水準がどのように変化するのか同時に観察、それぞれの代替・補完関係および雇用調整に関する費用構造の実証分析を行う。

本論文でここで行った実証分析の結果からの考察として、以下のような3点の結果を得た。まず、組織としての日本企業は労働者の能力を素早く把握し、その情報を昇格昇進に反映させるという点で労働力活用に寄与していたといえる。そして国家および地方公共団体のような公的部門労働市場という、価格メカニズムを介さない雇用調整が主となる組織においても、男性労働者については民間部門の雇用を阻害することなく均衡が達成されていた。最後に日本の労働市場の否定的な側面として、分析対象期間に労働市場へ参入した若年無業者に対しては、先行研究で指摘されてきた通り、良質な雇用機会が提供されていなかったといえる。

## 1.4 図表

図1.1 年齢階級別失業率の推移



出所: 総務省「労働力調査」

## 第2章

# 学歴、職務評価、昇進：人事データ を用いた雇用者学習モデルの推定

### 要旨

雇用主学習モデルは雇用主が、従業員的能力についての先験的分布を学歴から形成し、職務のパフォーマンスを観察しながらその分布を更新していくと仮定する。本章は各従業員の出身大学、職務評価、職能等級に関する豊かな情報を含んだ2つの大規模製造業企業の人事データを用いて、大卒ホワイトカラー労働者についての雇用主学習モデルのパラメータを推定した。推定の結果は雇用主は従業員的能力を素早く学習することを示しており、当初の予測誤差は3年から4年のうちに半減する。企業は名門大学の卒業生を早く出世させるがそれは名門大学の卒業生が一般的に職務上のパフォーマンスがよいためである。

## 2.1 導入

従業員の採用は雇用者にとってリスクの高い大仕事である。なぜなら履歴書を精査し、何度か面接を重ねても、特定の職務パフォーマンスを決定つける人員の資質を完全に見抜くことはできないためである。その結果、運が良ければ期待以上の優秀な人員を確保できるが、運が悪ければ使えない人員を採用してしまうことになる。これが実在の人事慣行に共通認識であるとする、特定の従業員の採用における運/不運を雇用者が判断できる情報を得られるまでに、どれくらいの時間が必要なのだろうか。企業の情報収集能力が本章での検討課題である。日本の製造業大手2社から入手した人事データセットを分析したところ、雇用者は実際にパフォーマンスを観察することにより従業員の能力について学習し、その学習は素早く行われることが示された。つまり雇用者は特定の従業員の採用における運/不運を、あまり時間をかけずに見極められるということである。

雇用者学習モデルは、従業員の能力の事前分布における一連のベイズ更新として、特定の従業員の能力における雇用者の学習プロセスを想定する。雇用者はまず、学歴、職歴、面接時の印象に基づいて各労働者の能力の事前分布を形成する。次に職務パフォーマンスを観察し、能力分布を更新する。各従業員の生産性と生産高との関連性における雇用者の学習プロセスの速度を推定することは、多様な職務にわたる従業員の事後配属の重要性を解明するために不可欠である。Lazear (2004) は、従業員の生産性に不確実性がある場合に、昇進基準が高く設定されるモデルを開発した。雇用者は従業員の生産性における将来の平均回帰を見越して昇進基準を高く設定する。しかし昇進基準を高く設定することは、職務にわたる従業員の事後の誤配属につながる。なぜなら、多くの適格な従業員が、事前には最適な職務に割り当てられたとしても、その生産性が企業の生産高にあまり影響しない

容易な職務をあてがわれることになるためである。したがって雇用者が各従業員の生産性を素早く学習することが、職務にわたる従業員の適切な配属の鍵となる。

最近の論文において、この雇用者学習モデルは実証的に分析されている。このモデルは雇用者が労働者の能力を学習する過程を、ベイズ学習モデルによって描写している。この学習過程において、雇用者は労働者の学歴に基づいて能力を事前に予想し、職務パフォーマンスに基づいて事後的にその予想を更新する。Farber and Gibbons (1996) ならびに Altonji and Pierret (2001) は、学歴と収入に基づく青年全国縦断調査 (National Longitudinal Survey of Youth 1979: NLSY79) ならびに軍資格試験 (Armed Forces Qualification Test : AFQT) スコアを用いてこのモデルから得られる実証的仮説を検証している。特に Altonji and Pierret (2001) は、労働者の賃金形成は、労働市場経験年数が蓄積するにつれ、学校教育の影響度が低下する一方、AFQT スコアの影響度が上昇することを発見した。この所見は、AFQT スコアに近似するとされる労働者の能力が職務パフォーマンスを決定し、雇用者は労働者のパフォーマンスを観察しながら能力の事後分布を継続的に更新していくという想定に基づくという点で、雇用者学習モデルと一致している。Lange (2007) は、誘導形推定値に基づいて雇用者の学習速度を体系的に評価し、3年間の就労経験を積んだ後には、労働力の能力に対する当初の期待値における誤差は半減すると結論付けている。また NLSY79 に基づく最近の論文では、学習された従業員の能力に関する情報が、当該の従業員の最新の個人情報なのか、労働市場で雇用者が共有する公的な情報なのかを見極めるために、情報の非対称性による雇用者間の摩擦の有意性が検討されている (Schönberg, 2007; Pinkston, 2009; Kim and Usui, 2014; Kahn, 2013)。さらに Mansour (2012) ならびに Light and McGee (2015) は、職業間における学習の重要性の異質性について調査し、Rao (2016) は兄弟のパフォーマンスを通じて学習の調査を行っている。

これらの過去の研究は重要な論文を提供してきたが、調査の手段として、労働者の収入、就学年数、ならびに AFQT スコアしか記録されない NLSY79 が使用されてきたことにより、複数の限界が存在することは否めない。そのため、雇用者学習モデルと観測可能変数との間のギャップを埋めるために、複数の重要な仮定が必要となっている。そのような仮定から導き出された 3 つの重要な限界を以下に提示する。

1 つ目の限界は、雇用者による職務パフォーマンス評価が行われない場合は、AFQT スコアと雇用者が観察したパフォーマンスとの間に相関性がなくてはならないということである。この考え方は合理的であり今後も守られるべきものであるが、これにより、雇用者が従業員の職務パフォーマンスから学習できる情報は大幅に減少する。最近の研究により、非認知能力 (ソーシャルスキル、モチベーション、リーダーシップなど) が労働市場での成功を決定付ける要因であることが解明されている (Heckman et al., 2006)。この結果、従業員の職務パフォーマンスは認知能力と非認知能力の両方に基づいて決定されることを意味する。AFQT は認知能力の代理変数であるため、過去の研究では、雇用者は従業員の認知能力しか評価しないことが暗黙の仮定となっていた。つまりこれらの研究では、雇用者による学習の重要性が過小評価されていると考えられる。

2 つ目の限界は、労働者の出身校が記録されないことにより、研究者は、高卒者と大卒者は同量の人的資本蓄積経路を辿るという前提のもと、労働者の賃金形成と就学年数の違いを比較せざるをえないということである。成果評価に関する人事データによって示唆された能力開発における異質性のエビデンスを踏まえると、高卒者と大卒者が同量の人的資本蓄積経路を備えているという想定は危険である (Kahn and Lange, 2014)。さらに、能力の高い個人は名門学校に通う傾向があり (Dale and Krueger, 2002; Hoekstra, 2009; Dale and Krueger, 2014)、雇用者は出身大学の名声レベルに基づいて労働者の能力に関する期

待を形成する可能性が高いことは広く知られている。実際 Bordón and Braga (2017) は、チリのデータセットに基づき、労働者のキャリアの初期段階においては、雇用者は出身大学の名声に基づいて労働者の能力を推定するが、労働者の労働市場経験が蓄積されるにつれて、出身大学の名声の重要性は素早く色あせていくと報告している\*<sup>1</sup>。したがって学習速度を適切に見積もるためには、各従業員の出身大学の質に基づいた調整が不可欠となる。

3つ目の限界は、調査データに昇進段階に基づく職務ランクが含まれていないため、研究者は賃金を、雇用者による学習の結果変数にしなければならないことである。賃金を結果変数にするために、研究者は、情報構造と人的資本の性質に想定を適用する必要がある。市場内で活動する全企業は、公的学習と人的資本における一般的な想定に基づき、各労働者の能力を対称的に学習し、労働者の能力を平等に評価し、学習に基づく個々の労働者の生産性を賃金に反映させる。我々は公的学習における想定を採用した。なぜなら非対称的な学習環境においては、昇進は戦略的に決定されるからだ。非対称的な学習環境においては、従業員の昇進は学歴などの容易に観察できる特性に基づいて行われ、他の従業員に適格者に関する示唆を与える。雇用者が、学歴があまり高くない従業員を昇進させた場合、他の従業員はその者を適格な従業員であると推定する (Waldman, 1984)。公的学習の想定が維持されとしても、従業員は、現在の勤務先から支払われている賃金と同額の賃金を、別の企業から提示されることはない。その従業員の人的資本の一部はその企業に特有の企業特殊的人的資本と考えられるからである。社内の職務にわたる最適な配属は人的資本の性質に依存しないので、昇進段階に基づいた明確な職務ランクが記録された人事データセットを用いることにより、一般的な人的資本の想定から脱することができる。

我々の論文と最も関連性が高いのは、人事データセットを用いて雇用者学習モデルの評

---

\*<sup>1</sup> Bordón and Braga (2017) は、テストスコアと採用のカットオフ値を用いて回帰不連続分析を行っているが、雇用者の学習速度に関するパラメータを構造的に推定していない。

価を行った Kahn and Lange (2014) による研究である。しかしその目標は、キャリアにわたる賃金格差の広がりの原因を、雇用者の学習効果と人的資本における昇給の異質性に分割することであり、雇用者学習モデルにおける当初の動機からかけ離れている。(Kahn and Lange, 2014) は、賃金とパフォーマンスの評価における異時点間の共分散構造を検討することにより、現在の賃金は過去のパフォーマンスだけでなく、将来のパフォーマンスとも関連していることを解明した。彼女らは、現在の賃金と将来のパフォーマンス評価との相関を、人的資本蓄積の異質性を証明する根拠であると解釈した。なぜなら学習能力が高い労働者は将来、人的資本としての価値が高まる傾向があり、その結果パフォーマンス評価も高まるからである。この想定が、現在の人的資本を通じて、現在の賃金と関連しているのである。彼女らはさらに、現在の賃金と過去のパフォーマンスの共分散は、現在の賃金と将来のパフォーマンスの共分散よりも断続的に大きくなることを発見した。彼女らはこれを雇用者学習の根拠であると解釈した。雇用者は、労働者の能力を過去と現在の情報に基づいて学習し、これらの情報と自身の所見に基づいて賃金を決定するからである。彼女らは、雇用者学習と異質な人的資本の蓄積は、労働者間の異質な賃金プロセスの説明に不可欠な要素であるとし、雇用者は従業員の能力に関する自身の考えを継続的に更新していると結論付けている。

本章は Kahn and Lange (2014) の研究とは異なり、人事データセットを用いた雇用者学習モデルの評価に関する論文に2つの重要な点において貢献している。本章の当初の動機は教育水準であったことから、1つ目の貢献は、雇用者学習モデルの推定における教育の役割を組み込み、各従業員の出身大学を標準化されたテストスコアに変換し、大学の名声がキャリア段階にわたる昇進の決定にどう影響するのかを検討したことである。教育の役割を組み込むことにより、NLSY79に基づいて、既存の研究で共通して使用されてきた環

境における学習速度を定量化できる。2つ目の貢献は、雇用者学習モデルを Gibbons and Waldman (1999) ならびに Gibbons and Waldman (2006) による昇進決定モデルに統合したことであり、学校名と過去のパフォーマンス評価に基づいて昇進の可能性を割り出せる明確な公式を導き出した。この公式は Lazear (2004) の研究結果に適用できる (Araki and Kawaguchi, 2014)。この公式を用いることにより、雇用者学習モデルの構造的パラメータを直接評価できる。雇用者学習を、(賃金ではなく) 昇進と関連付けることにより、技能が企業に特有のものであるケースも包括でき、賃金と期待される生産性との関係をモデル化する必要がない。

我々が分析したのは、従業員数が約 6,000 人と約 8,000 人の日本の製造大手 2 社から取得した人事データである。前者のサンプリング期間は 2005 から 2010 年で、後者のサンプリング期間は 2004 から 2010 年である。分析に使用した人事データは毎年収集されるもので、そこには各労働者の出身校名、現在の職務ランク、現在のパフォーマンス評価、現在の賃金が含まれている。このデータを用いて我々が行ったキャリアツリー分析によると、名門大学を卒業した労働者は、非名門大学を卒業した同僚よりも出世が早い\*2。記述統計では、職務ランクが高い労働者は、ランクが低い労働者よりも平均して過去のパフォーマンス評価が高いが、必ずしもランクが高い学校の出身であるとは限らないこと、また職務ランクが高い労働者は、必ずしも名門大学を卒業しているわけではないが、名門大学の卒業生は、職務において高いパフォーマンス評価を受ける傾向があるため、出世が速いということが示唆されている。主観評価に関する分析では、実際、名門大学の卒業生は、高い主観的パフォーマンス評価を受ける傾向があることが解明されている。現在の職務ランクから次の職務ランクへの昇進に要する期間の分析では、キャリアの初期においては、学校の名

\*2 2.4節にて、このキャリアツリー分析の結果を紹介する。

声と過去のパフォーマンス評価が昇進に与える影響は同程度であり、キャリアの後の段階では過去のパフォーマンス評価の方が重視されることが解明されている。これらのことから、名門大学の出身者の昇進(とりわけ高い職務ランクへの昇進)の早さは、これらの卒業生の卓越した職務パフォーマンスによるところが大きいと言える。雇用者は、多くの情報を得るにつれ、労働者の昇進判断の根拠を、学校名から過去の職務パフォーマンスにシフトしているという記述的証拠は、雇用者学習モデルにおける予測と一致している。

学校の名声と関連するパフォーマンス評価の重要性を定量化するために、モデルの初期パラメータを収集する雇用者学習とともに、昇進モデルの評価を行った。労働者の出身大学の名声は、雇用者による従業員の能力に関する事前分布の形成に影響を与える。雇用者は比較的早い段階で、年次パフォーマンス評価の過程で、従業員の能力のベイズ更新を行う。初期の主観的な能力分布変数は、A社、B社ともに約3-6年で半減した。

この構造推定によって、雇用者はおしなべて、学校の名声とパフォーマンス評価に基づいて従業員の能力の主観的分布を形成すること、従業員の職務過程の観察による学習は相対的に早く終わること、ならびに名門大学の卒業生は職務パフォーマンスが優れている傾向があるため、昇進が早いことが示された。

## 2.2 雇用者学習に基づく昇進決定モデル

ここでは Gibbons and Waldman (1999) ならびに Gibbons and Waldman (2006) による昇進決定モデルに Farber and Gibbons (1996) と Altonji and Pierret (2001) による雇用者学習モデルを統合したモデルを明示する。

### 2.2.1 労働者の能力についての雇用者学習

まず労働者  $i$  について  $t$  の生産性を  $y_{it}$  とする。この生産性は労働者の学歴  $s_i$ 、当該期以前までの労働市場経験年数  $x_{it-1}$  による確定的な人的資本部分および雇用者には観察できない不変な能力  $a_i$  と i.i.d. ランダムショック  $u_{it}$  によって定まり以下のように書けるとする。

$$y_{it} = h(s_i, x_{it-1}) + a_i + u_{it}, \quad (2.1)$$

ここでは  $h(s_i, x_{it-1})$  は雇用者には既知の人的資本関数である。この人的資本は学校教育と労働市場経験だけに依存すると仮定している、しかしこの人的資本は一般的人的資本か企業特殊的人的資本かはこのモデルでは問わない。能力  $a_i$  は雇用者には観察できない一方、雇用者はその能力の不確実性に関する事前分布を各労働者の教育水準から得る事が出来る。この教育水準による条件付き事前分布は  $a_i | s_i \sim N(\mu_0(s_i), \nu_0^2)$  という正規分布に従うと仮定する。これは労働者が労働市場に参入した時点での能力に関する事前分布である。ここでは、事前分布に関する分布関数を  $F_t(a_i | s_i)$ 、確率密度関数を  $f_t(a_i | s_i)$  と定義する。

雇用者は事前分布  $F_t(a_i | s_i)$  を実際の生産  $y_{it}$  を観察することで更新できるが有限期間において  $a_i$  の正確な値を得ることは出来ない、何故なら生産におけるランダムショック  $u_{it}$  が每期互いに独立かつ能力とも独立するように発生し、雇用者の学習過程におけるノイズとしてふるまうのである。この生産におけるランダムショックは  $u_{it} | s_i, x_{it-1}, a_i \sim N(0, \sigma^2)$  という各期互いに独立な正規分布に従うとする。雇用者は労働者が過去に行った生産実績  $\{y_{i\tau}\}_{\tau=1}^t$  から従業員の能力を学習する。

ベイズ更新の標準的な結果から、雇用者が労働者  $i$  に対して期待する  $t+1$  期の期待生産性は、労働者の学歴、それ以外の初期情報、労働市場経験、 $t$  期までの生産実績を条件づけ

ることによって以下ようになる:

$$\begin{aligned} & E(y_{it+1}|s_i, x_{it}, \{y_{i\tau}\}_{\tau=1}^t) \\ &= h(s_i, x_{it}) + E(a_i|s_i) + k(x_{it})[\bar{z}_{it} - E(a_i|s_i)], \end{aligned} \quad (2.2)$$

ここでは  $k(x_{it}) = \frac{x_{it}(\nu_0^2/\sigma^2)}{1+x_{it}(\nu_0^2/\sigma^2)}$ 、 $\bar{z}_{it}$  は  $z_{it} = y_{it} - h(s_i, x_{it-1})$  という能力に関する情報の平均値すなわち  $\bar{z}_{it} = \frac{1}{t} \sum_{\tau=1}^t z_{i\tau}$  とする。

正のシグナルノイズ比  $\nu_0^2/\sigma^2$  を与えられた時、 $k(x_{it})$  は 0 から始まり、勤続年数  $x_{it}$  が無限大になるに従い 1 へと収束する。勤続年数  $x_{it} = 0$  の時点では、雇用者は教育水準から得られた期待値  $E(a_i|s_i)$  のみを情報源として頼ることになるが、しかし  $x_{it}$  が長くなるに従い労働者の実際の生産に関する情報  $z_{it}$  を蓄積することで、雇用者はより正確な期待を形成することになる。そのため、最初の期待値  $E(a_i|s_i)$  がもつ情報としての重要性は低下する。ところで  $k(x_{it})$  は雇用者の学習速度を表しているといえる、なぜならシグナルノイズ比  $\nu_0^2/\sigma^2$  が高い時、 $k(x_{it})$  はより速やかに労働者の勤続年数  $x_{it}$  の蓄積に応じてより速やかに 1 に収束するためである。これとは対照的に、シグナルノイズ比が低い場合、関数  $k(x_{it})$  は、従業員が勤続年数を蓄積しても 0 付近に留まる。上記の式は、初期の期待値  $E(a_i|s_i)$  に対して過去の実際の生産に関する情報  $z_{it}$  の相対的な重要性の変化を調べることによって、 $k(x_{it})$  に含まれる学習の速度を推定できることを示している。

## 2.2.2 雇用者学習における昇進決定ルール

ここでの昇進決定モデルは Gibbons and Waldman (1999) および Gibbons and Waldman (2006) に基づく。これは昇進における人的資本形成の影響も考慮している。雇用者は、労働者を容易な仕事 (easy job) 又は困難な仕事 (difficult job) に割り当てる。生産性  $y_{it}$

を持つ労働者の生産量は容易な仕事では

$$\alpha + \beta y_{it} \quad (2.3)$$

一方で困難な仕事では

$$\gamma + \delta y_{it} \quad (2.4)$$

とする。ここでは  $\alpha > \gamma$  であり  $\delta > \beta$  とする。生産性の高い労働者は困難な仕事に比較優位を持つ、すなわち  $y_{it} > (\alpha - \gamma)/(\delta - \beta)$  を満たす労働者は困難な仕事に割り当てられる。このモデルでは困難な仕事への割り当てを昇進とみなす。

各期で、雇用者は両方の仕事における各労働者の期待される生産性に基づいて仕事を割り当てる。 $s_i, x_{it}, \bar{z}_{it}$  を備えた労働者の  $t + 1$  期における容易な仕事での期待生産性は

$$\alpha + \beta E(y_{it+1} | s_i, x_{it}, \{y_{i\tau}\}_{\tau=1}^t) \quad (2.5)$$

であり、困難な仕事においては

$$\gamma + \delta E(y_{it+1} | s_i, x_{it}, \{y_{i\tau}\}_{\tau=1}^t) \quad (2.6)$$

となる。困難な仕事における期待生産性が容易な仕事より高い場合、労働者は昇進する。すなわち

$$\begin{aligned} & E(y_{it+1} | s_i, x_{it}, \{y_{i\tau}\}_{\tau=1}^t) \\ &= h(s_i, x_{it}) + E(a_i | s_i) + k(x_{it})[\bar{z}_{it} - E(a_i | s_i)] \\ &> \frac{\alpha - \gamma}{\delta - \beta}, \end{aligned} \quad (2.7)$$

ここでは  $k(x_{it}) = \frac{x_{it}(v_0^2/\sigma^2)}{1+x_{it}(v_0^2/\sigma^2)}$ 、 $\bar{z}_{it} = \frac{1}{t} \sum_{\tau=1}^t [y_{i\tau} - h(s_i, x_{i\tau-1})]$ 。  $k(x_{it})$  は勤続年数  $x_{it}$  が限りなく大きくなるにつれて 0 から 1 へと収束するため、学歴に基づく能力の期待値

$E(a_i|s_i)$  は昇進の決定要因としての重要性が低くなり、 $z_{it}$  によって表現される雇用者が学習した情報はより重要になる。この予想は、次の節で確認する記述統計による傾向と整合的である。

図 2.1 は上記の昇進ルールを表している。困難な仕事は労働者の能力に対して敏感であるため、期待される生産性が閾値を超えると昇進が起こる。次の小節では、ここで述べたモデルの帰結と Lazear (2004) の帰結との関連性を議論する。

### 2.2.3 Lazear (2004) モデルとの関連性

この章で用いる昇進モデルの解は、Lazear (2004) で提案された昇進モデルを特殊解として含む。Lazear (2004) モデルは人的資本項を捨象しているため  $h(s_i, x_{it}) = 0$  とおける。その結果、 $z_{it} = y_{it} - h(s_i, x_{it}) = y_{it}$ 。彼はまた、学校教育の役割も捨象し、したがって  $E(a_i|s_i) = \mu_0$  とおく。このような想定に加えて Lazear (2004) は単一期間で得られた  $y_{i1}$  を観察した雇用者の昇進判断を考察した。 $x_{it} = 1$  と  $\bar{z}_{it} = y_{i1}$  を上記の不等式に代入すると次のような昇進決定ルールが得られる。

$$y_{i1} > \frac{\alpha - \gamma}{\delta - \beta} + \frac{\sigma^2}{\nu_0^2} \left( \frac{\alpha - \gamma}{\delta - \beta} - \mu_0 \right). \quad (2.8)$$

Lazear (2004) では数値計算解を提示する一方で閉じた形式の解析解を得ていなかったが、確率変数  $a_i$  および  $u_{it}$  に正規性の仮定を置くことで解析解を得られる。<sup>\*3</sup> 生産性に確率的なノイズがない場合には雇用者は昇進閾値は  $(\alpha - \gamma)/(\delta - \beta)$  と設定するが、ノイズがある場合には雇用者は閾値を増減させる。現実に近い場合として、入社時点での期待生産性が上位職に不適である、すなわち  $(\alpha - \gamma)/(\delta - \beta) - \mu_0 > 0$  の場合、閾値は  $(\alpha - \gamma)/(\delta - \beta)$

<sup>\*3</sup> Araki and Kawaguchi (2014) は同一の結果を得るために Lazear (2004) のモデルに正規性の仮定を課すことで解析解を得た。

より高く設定される。この結果は、雇用者が平均への回帰を恐れるため生じると直観的な解釈できる。本来の能力が低いにも拘わらず偶然による好成績によって昇進できた労働者がいたとしても、その偶然には継続性がないためにその後の生産の低下と観察されるという形で平均への回帰が起きる。閾値の増加量は、労働者の業績が能力と比較してどれだけ遅に依存するかという相対的な量によって決まる。したがって  $\sigma^2/\nu_0^2$  が大きいときほど、閾値は増加する。この閾値の増加は降格がほとんど観察されない事実を裏付けている。昇進後の業績の低下は、一般的に降格を意味しない。なぜなら、雇用者は、比較優位を分ける点をはるかに超えた実績を残しほんの一部の労働者のみを昇進させるからである。この理論モデルの帰結は、本章で用いる人事データ内で降格がほとんど観察されない理由を説明するために余分なモデルを必要としないことを示している。

Lazear (2004) のモデルは労働者の生産性に関する不確実性によって引き起こされる事後的非効率性を明確にしている。昇進ルールは、各労働者の生産性を実現する前に、各労働者の期待生産性を最大化することである。各労働者の生産性を実現した後、生産性にショックがない ( $\sigma = 0$ ) 限り、従業員の生産性が期待生産性と異なるため、従業員の配置ミスが観察される。例えば、従業員の生産性が確実でない場合、雇用者は昇進のために非常に高い基準を設定する。これは、生産性の高い従業員が従業員の生産性にあまり依存していないために、生産性の高い従業員が割り当てられているためである。したがって、従業員の生産性に関する不確実性が大きいほど、事後の非効率性は大きくなる。この観察は、学習速度の重要性に大きな影響を与える。なぜなら、迅速な学習は、各従業員の生産性に小さな不確実性があることを意味し、役職前の従業員の間での従業員の適切な配分を保証するためである。

## 2.3 使用データ

実証分析にあたり、日本の製造業に属する2つの企業の人事データを用いる。これらのデータはそれぞれ国内従業者数およそ八千人分の企業人事データと、およそ六千人分の企業人事データである。それぞれの企業は国際的に経営され、従業員数はそれぞれおよそ二万人であるが、日本以外で働く従業員の情報はデータに含まれない。各企業は能力に基づく階級制（職能資格制度またはジョブグレード制）を採用しており、それぞれの従業員は技能に基づいてランク付けされており、報酬はその階級に大きく依存している。この階級は課長などの役職と関係しているが、完全に一致するものではない。人事データにおいて序列順位が付けられない役職が多い一方で、この階級は明確であることから昇進の尺度として用いる。各従業員の月別人事データには、月給、賞与の金額、月の労働時間などの通常の情報とともに、階級、母校の名前、業績評価などがある。サンプル期間は第1の企業A、第2の企業Bともに1991年から2010年である。しかし業績評価は、企業Aで2005年から2010年、企業Bは2004年から2010年までしか利用できない。そのため、特定の個人の業績評価を時系列で観察する際、企業Aでは最長で6年分、企業Bは最長で7年分しか観察できない制約がある。ここでの実証分析にあたり、 $t$ 年における労働者への仕事への割り当ては $t-1$ 期までの業績評価に基づいて雇用者が決定すると仮定する。それゆえ、企業Aに対する昇進分析の対象期間は2006年から2010年、企業Bは2005年から2010年となる。

ホワイトカラー労働者とブルーカラー労働者は分析対象企業では異なる経歴を持っているため、分析サンプルを大学卒業者、ホワイトカラー労働者に限定する。また、これらの企業は女性労働者が比較的少ないため、男性労働者にサンプルを限定する。男性労働者と女性労働者は一般的に異なるキャリアトラックをとることもこの限定の理由である。さらに、

博士の学位取得者を分析対象から除外するのは、専門家のために用意された別のキャリア・トラックに従うためである。

労働者が卒業した大学の名前は、河合塾が発行した偏差値に変換して用いる。河合塾は、模擬試験の成績と入学試験の成績を分析して、各学部の入學に必要な学力水準を模擬試験の得点に換算することで評価している。この模擬試験の得点は模擬試験受験者全体の得点分布が平均 50 標準偏差 10 になるように正規化されている。そして河合塾が発行する偏差値は、過去の記録に基づいて特定の学校学部の入学試験に合格する確率が 50% になる学力水準を表す。

2014 年時点での経済学部の偏差値は、東京大学は 70、京都大学は 67.5、一橋大学は 65、大阪大学は 62.5、早稲田大学は 67.5、慶應義塾大学は 67.5 である。国公立大学は、入試の志願者に対して私立大学よりも教科科目が多いため、私立大学と私立大学の点数は直接比較できない。そのため国公立大学と私立大学の偏差値を比較できるように、点数の調整を行う必要がある。そこで我々は事前調査として、国公立大学卒業者の偏差値に 1 から 10 まで 1 ポイント刻みに点数を加算する生存時間分析を 10 度行い、その尤度を比較することで適当な点数調整を吟味した。ここでは A 社の従業員サンプルを対象に、偏差値と人事評価と性別を共変量とした後述する G6 職までに昇進するにかかる勤続年数についてワイブル分布のハザードを用いた生存時間分析を偏差値を 1 ポイント刻みで調整しながら 10 度行い、一番尤度が高いものを調整値として採用した。その結果、一番尤度が高かった 5 ポイントを調整として国公立卒業者の偏差値に加算した。分析期間中に辞めた従業員が分析サンプルに含まれるため、各社のパネルデータはアンバランスになっている。A 社の従業員 1,007 名のうち 40 名が退職し、B 社の従業員 712 名中 13 名が退職しているが、事前の分析においてこの退職行動が大学名や前期における評価に依存していないことが確認してい

る。したがって、解析結果は、摩耗バイアスによる著しい影響を受けているとはいえない。

## 2.4 記述統計：昇進に焦点を置いて

この節では、雇用者学習モデルから得られた予想が、データと整合的であるかどうか記述統計を見ることを通じて検証する。モデルの主要な予想は、昇進決定における学歴情報の重要性がキャリアを通じて失われる一方、労働者の成果の情報は重要になるということである。次の分析では、各労働者の学歴情報としての偏差値と、雇用者が観測した成果の代理変数としての評価を扱う。

### 2.4.1 A 社

A 社は、エンジニアまたはその他の事務職員（営業、マーケティング、経理、法務など）として大卒労働者を雇用している製造業会社である。A 社の全従業員は、J1 から G1 までの技能ランクに分類される。昇進構造の概要を確認するために図 2.2 と図 2.3 にてキャリアツリーを示す。

図 2.2 は A 社における高偏差値国立大学出身者の技能ランク推移を示している。<sup>\*4</sup> 新入社員のうち、学部卒業者と修士課程修了者は J1 としてまず採用される。J1 に採用されたものは、翌年 J2 に昇進し、さらにその翌年になるとほとんどが SA に昇進する。SA の 3 分の 1 はそのランクにとどまるが、残りは SB に昇進する。以上のことから、銘柄学校を卒業した者にとっては、SB までの昇進はほぼ自動的であり、実際の課題は G6 以上への昇進である。図 2.3 は、私立非銘柄大学卒業者のキャリアツリーである。<sup>\*5</sup> 高偏差値国立大学出身者

<sup>\*4</sup> ここでの高偏差値国立大学は東京大学、京都大学、東京工業大学、一橋大学、大阪大学と定義している。

<sup>\*5</sup> 私立非銘柄大学は、以下に挙げる私立銘柄大学を除く大学群と定義する。ここで除外している大学は、慶應義塾大学、早稲田大学、上智大学、明治大学、青山学院大学、中央大学、法政大学、関西学院大学、関西大学、同志社大学、立命館、学習院大学、南山大学である。

と比較して、私立非銘柄大学出身者は J2、SA、SB にとどまる傾向が強い。SB から G6 への遷移確率は、高偏差値国立大学出身者のそれよりも有意に小さい。しかし、いったん G6 に昇進すると、上述のランクまでの遷移確率は大差がない。

A 社は年次で従業員評価を実施する。この評価は、主に賞与水準の決定と昇進の決定に使用される。評価者は一般的に、非管理職の場合直属の課長である。管理職の場合、上級管理職が評価者となる。評価は、目標管理制度を用いて行われる。評価期間の当初、評価者と被評価者は面談して当期の目標を定める。評価期間の終了時に、評価者は期待される目標に対する実際の到達度を評価する。

表 2.1 は技能ランク別の評価の分布を表したものである。キャリアの第 1 段階ではほとんど全ての人々が評価して A2 を受ける。労働者のキャリアが進むにつれて、この評価の分布は広がる。この評価分布の発散は SB まで続く。G6 以降では、労働者の無視できない割合は高い評価を受け一方で、平均的評価を意味する A1 を受け取る割合は再び増加する。キャリア昇格に伴う評価の分散は、各従業員の生産性が組織内の上位階層で明らかになることを示している。この傾向は労働者が昇進するにつれてより多くの裁量を与えられていることと整合的である。

高偏差値国立大学を卒業したものは、集中的な選考プロセスの後同一会社に採用されることから、私立非銘柄大学出身者と比べ生産性が高くないかもしれない。この懸念に対処するために、従業員の評価を被説明変数とし、従業員の母校の偏差値および勤続年数を説明変数としたオーダードプロビット推定を行った。表 2.2 はその推定結果である。この表が示すところによると、出身大学の入学試験難易度が高いほど職務での評価も高いという傾向がある。興味深い点として、技能ランクを条件づけることで、勤続年数の長い労働者は評価が低い傾向にある。この関係は、長期にわたって同じランクに属する人は昇進が遅

いことを意味し、平均的には能力が低いと解される。以上のことから、高偏差値国立大学出身者が私立非銘柄大学出身者よりも早く昇進することと合わせて、両者の間に能力差があると主張できる。

表 2.3 では分析サンプルの記述統計を示す。偏差値の平均値は、技能ランクによって大きく異なる。また勤続年数は一般にランクが高くなるにつれて増加する。平均的には、管理職の一番低いランクである G6 では 10 年である。この表の評価の分布は、各評価カテゴリに対応するダミー変数の過去平均を集計している。技能ランクが上がるに伴い平均的な評価も高くなる。ランクの高さに沿って安定的な偏差値と高くなる評価水準は、上位レベルでの昇進において高い評価が重要であることを示している。またこの偏差値の安定的な推移と、表 2.2 で確認した高偏差値国立大学出身者の迅速な昇進が意味することは、このような名門大学出身従業員は高い評価を業務でも得ているため素早く昇進できたということである。

学歴と評価どちらがより昇進に重要かをみるために、ここで現在の技能ランクから次のランクまでの昇進にかかる時間を被説明変数におき偏差値と過去の平均評価を説明変数として用いた生存時間分析を行う。この生存時間分析では昇進する時点を  $T$  とし  $t$  時点までに昇進する確率を  $F(t) = P(T \leq t)$  とする分布関数で表現するモデルを考える。この分布関数の一階微分は確率密度関数  $f(t)$  で与えられる。そして、この生存時間分析において  $t$  時点でのハザード率は  $\lambda(t) = f(t)/(1 - F(t))$  と与えられる。今回の分析では従業員の属性に依存した Cox 比例ハザードモデルを採用する。

$$\lambda(t, x) = \lambda_0(t) \exp(\beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 \bar{z}_{it})$$

ここでは  $t$  は勤続年数、 $s_i$  は従業員  $i$  の出身大学偏差値、 $\bar{z}_{it}$  は過去の評価の平均を表す。

実際には、評価について SS と S を高い評価、A1 と A2 を中程度評価、A3 と B および C を低評価としてまとめ、それぞれのダミー変数を作成し、過去の平均をとる。ただし分析の際には中程度評価ダミーはベースラインダミー変数として扱うので結果には表れない。またベースラインハザード  $\lambda_0(t)$  はパラメトリックには指定しない。

最尤法による推定結果は表 2.4 に示している。偏差値の昇進に対する効果は、SA への昇進を除いて、全て正かつ統計的に有意である。推定された係数は 0.0104 から 0.0660 であり、偏差値が 10 ポイント (1 標準偏差) 向上することで昇進する確率が 10% から 40% 増加することになる。この非単調な関係については明確な説明をすることは困難であるが、G6 への昇進で最も顕著である。評価についてまず低評価の係数は、SA への昇進を除いて全て負かつ統計的に有意である。この係数は、高ランクに連れて単調に減少しており、SA での -0.2671 から G4 への昇進では -2.7543 となっている。すなわち低い評価を受けたことで、昇進に悪影響が生じ、その負の効果は上位レベルで増大することを意味する。低い評価の係数と異なり、高い評価の係数は下位レベルでは統計的に有意が見られない。しかし高い評価を受けることで、G5 と G4 への昇進は有意に正の効果が生じる。過去に一貫して高い評価を受け続けた結果、G5 への昇進確率は 37%、G4 への昇進確率は 78% 向上する。全体的にみると、ランクが高くなるにつれて、特に G6 以降は学校の銘柄の重要性は薄れ、仕事での評価が重要になってくる。これらの生存時間分析の結果は、初期キャリア段階での学校銘柄の重要性と、後期キャリア段階での評価の重要性を示唆する。これは雇用者学習モデルの理論的帰結を裏付ける根拠となる。

## 2.4.2 B社

B社は、大学卒業者をエンジニアやその他の事務職員（販売、マーケティング、経理、法務）として採用する自動車部品製造会社である。B社の従業員は低い順から1級、2級、3級、副主査、主査、副主事、主事の7つの技能ランクに分類される。高偏差値国立大学および私立非銘柄大学出身者のキャリアツリーは図2.4と図2.5で示される。新入社員はまず1級に配属される。1級に配属された従業員の内、高偏差値国立大学出身者の45%が2級に昇進する一方で、私立非銘柄大学出身者の内2級へ昇進するものは22%に過ぎない。この出身大学による昇進速度の違いは3級まで続く。副主査、主査、副主事への昇進確率に有意差はないが、主事への昇進確率は大幅に異なる。高偏差値国立大学出身者は比較的素早く、特にキャリアの初期の段階で昇進する。主事の地位までの昇進プロセスの中で退職する従業員の割合はごくわずかである。各従業員は、高い順からAからDまでの4点スケールで年次評価を受ける。評価の手順としては、およそ10人から20人程度を監督する管理職が初期評価を行い、人事管理部門が評価の分布を決める。A社と同様に、評価は目標管理制度のもとで行われている。表2.5は技能ランク別の年次評価の分布を示す。主査ランクより高位のランクに割り当てられている者が少ないため、ここでは分析を主査までに限定している。技能ランクの初期段階では、従業員のおよそ70%はCを受け、28%はBを受ける。AとDはわずかである。評価の分布はわずかに異なるが、その後は一定である。主査においてはAは4%、Bは36%、Cは60%、Dは1%という分布となっている。Aを評価として受ける従業員は少なく、この後の分析においてはAとBはまとめたダミー変数を用いる。

表2.6は高偏差値大学出身者が業務で高い評価を受けているのかどうかを調べるために、

評価を大学偏差値、勤続年数、技能ランクダミーで回帰したものである。効果はあまりはっきりしていないが、銘柄大学を卒業した従業者は高い評価を受ける傾向にある。A社の結果と同様に、技能ランクを条件とした場合、より長い勤続年数を有する従業者は高い評価を受ける可能性が低い。まとめると、表2.5に示すように、評価では多くの者がC評価を受けるものの、名門大学出身の者はAまたはBという高評価を受ける可能性が高く、Dを受ける可能性は低い。この結果は、名門大学出身が高い職業能力を持っているという前提を裏付ける。

表2.7は、B社の分析サンプルの記述統計を報告している。技能ランクが上がるにつれて、平均的な偏差値水準はわずかに減少する。平均勤続年数は、各技能ランクの相対的な位置づけを把握するための指標とみることができる。例えば、主事に属する者の平均勤続年数はおよそ15年である。今回用いているサンプルは大学新卒者だから、主事に属する者の凡その年齢は40歳に満たない。最後に、過去の評価の平均を見ると高い評価と低い評価の比率は、1級を除いてほぼ等しく分布している。技能ランクが上がるにつれて出身大学の偏差値の重要性が小さくなることと組み合わせるとこの評価分布の安定性は、勤続年数が伸びるにつれて評価が相対的に重要になる雇用者学習モデルの予想と一致している。

表2.8は、Cox比例ハザードモデルを用いて、偏差値と過去の評価ダミー変数が昇進までの期間に与える影響を報告している。技能ランクが上がるにつれて、偏差値の係数はわずかに増加するが、低評価の係数は減少し、高評価では増加する。この記述統計は、従業者のキャリアが進むにつれて、評価が昇進に重要であることを意味している。

### 2.4.3 2社の記述統計の概要

A社とB社についての記述統計は、中級レベルの技能ランクへの昇進では出身大学の銘柄が比較的重要なのに対し、上級レベルへの昇進では評価が比較的重要であることを示している。これらの結果は、雇用者が教育水準から職務評価により重きを置いて、労働者の能力についての信念を形成するという、雇用者学習モデルの理論的予測と一致する。次に、雇用者学習モデルをより実証的分析に結びつけるために、構造推定を行う。

## 2.5 雇用者学習に基づく昇進決定モデルの構造推定

ここでは、学習速度を推定するために、本節での雇用者学習モデルの構造推定について議論する。理論モデルのパラメータを推定するためには、理論モデルにおいて雇用者が観察しているであろう実際の生産  $y_{it}$  と人事データに現れる評価  $p_{it}$  との関係についていくつかの仮定を置く必要がある。先述の記述統計を見る際、評価を雇用者が観測した実際の生産の代理変数として用いた。しかし構造推定をするにあたり、生産  $y_{it}$  と評価  $p_{it}$  との関係を理論的な関係を規定する必要がある。このモデルは、雇用者が大学の銘柄と実際の仕事における評価から従業員の能力を学習する過程を描写している。このモデルでは、その従業員の能力を時間に対して一定としている。能力が時間を通じて一定という仮定は重要な仮定である、そしてこの仮定がある役職から次の役職への昇進を分析する際に現実的であることをのちに議論する。理論モデルの検討を踏まえて、次のような昇進決定式 (2.9) を導出できる。

$$h(s_i, x_{it}) + E(a_i | s_i) + k(x_{it})[\bar{z}_{it} - E(a_i | s_i)] > \frac{\alpha - \gamma}{\delta - \beta} \quad (2.9)$$

ここでは  $s_i$  は出身大学偏差値、 $x_{it}$  は勤続年数、 $a_i$  は労働者の能力、 $k(x_{it}) = \frac{x_{it}(v_0^2/\sigma^2)}{1+x_{it}(v_0^2/\sigma^2)}$

また  $\bar{z}_{it} = \frac{1}{t} \sum_{\tau=1}^t [y_{i\tau} - h(s_i, x_{i\tau-1})]$  とする。このモデルを推定するためには、生産の流  
列  $\{y_{i\tau}\}_{\tau=1}^t$  を知る必要があるが、実際の人事データからは評価  $\{p_{i\tau}\}_{\tau=1}^t$  のみしか観察で  
きない。したがって、評価と生産との間の関係を仮定する必要がある。

### 2.5.1 評価

雇用者は  $t$  年における労働者  $i$  の評価を行うが、異なる学校を卒業した労働者は異なる職  
務に配属され、異なった評価を受けることになるので、その評価は観察された生産  $y_{it}$  およ  
び予想生産性からの乖離  $y_{it} - E(y_{it}|s_i)$  に基づく実際のパフォーマンスに基づく絶対評価  
と見做せる。こうして行われる評価は、次のように示される。

$$p_{it} = \phi y_{it} + (1 - \phi)[y_{it} - E(y_{it}|s_i)], \quad 0 \leq \phi \leq 1. \quad (2.10)$$

上記式は完全な絶対評価  $\phi = 1$  と完全な相対評価  $\phi = 0$  という 2 つのケースを表現で  
きる。

所与の評価手法のもとで下された評価  $z_{it}$  の定義を以下のようにする。<sup>\*6</sup>

$$\begin{aligned} z_{it} &= y_{it} - h(s_i, x_{it-1}) \\ &= p_{it} + (1 - \phi)E(a_i|s_i) - \phi h(s_i, x_{it-1}) \end{aligned} \quad (2.11)$$

<sup>\*6</sup> 導出は次の通り :  $z_{it} = y_{it} - h(s_i, x_{it-1}) = \phi y_{it} + (1 - \phi)y_{it} - [\phi h(s_i, x_{it-1}) + (1 - \phi)h(s_i, x_{it-1})] =$   
 $\{\phi y_{it} + (1 - \phi)[y_{it} - E(y_{it}|s_i)]\} + (1 - \phi)[E(y_{it}|s_i) - h(s_i, x_{it-1})] - \phi h(s_i, x_{it-1}) = p_{it} + (1 -$   
 $\phi)E(a_i|s_i) - \phi h(s_i, x_{it-1})$

この関係を昇進決定式 (2.9) に代入すると、以下の式が導出される。

$$\begin{aligned}
& E(y_{it+1} \mid s_i, x_{it}, \{p_{i\tau}\}_{\tau=1}^t) \\
&= h(s_i, x_{it}) + E(a_i \mid s_i) + k(x_{it}) \left[ (1/x_{it}) \sum_{\tau=1}^t [p_{i\tau} + (1-\phi)E(a_i \mid s_i) - \phi h(s_i, x_{i\tau-1})] - E(a_i \mid s_i) \right] \\
&= h(s_i, x_{it}) + E(a_i \mid s_i) + k(x_{it}) [\bar{p}_{it} - \phi E(a_i \mid s_i) - \phi (1/x_{it}) \sum_{\tau=1}^t h(s_i, x_{i\tau-1})] \\
&> \frac{\alpha - \gamma}{\delta - \beta}
\end{aligned} \tag{2.12}$$

上記 (2.12) は、評価が絶対的であるか相対的であるかが重要であることを示唆している。評価が絶対的なものであるなら  $\phi = 1$ 、したがって  $p_{it} = y_{it}$  となるので、初期情報である  $E(a_i \mid s_i)$  の効果は 0 に収束する。これは勤続年数  $x_{it} \rightarrow \infty$  と増加するにしたがい  $k(x_{it}) \rightarrow 1$  と収束するためである。すなわち教育水準に依存した初期情報が評価によって完全に上書きされるためである。<sup>\*7</sup> したがって、学校教育の影響は 0 に収束し、人的資本蓄積またはシグナルとしての教育の役割は評価に完全に覆される。対照的に、相対的評価すなわち  $\phi = 0$  の場合、したがって  $p_{it} = y_{it} - E(y_{it} \mid s_i)$  のもとでは学校教育の影響は一定として残り、その結果、評価は学校教育と直交するため、初期情報の効果は持続する。 $\phi > 0$  のもとでの結果は、Altonji and Pierret (2001) による予測と一致し、 $\phi = 0$  のもとでの結果は Farber and Gibbons (1996) による予測と一致する。

<sup>\*7</sup> 人的資本項である  $h(s_i, x_{it})$  はたとえ  $\phi = 1$  であってもあらわれない。すなわち  $\lim_{x_{it} \rightarrow \infty} k(x_{it}) \frac{\phi}{x_{it}} \sum_{t=1}^t h(s_i, x_{it-1}) \neq h(s_i, x_{it})$ 。これは過去の評価は過去の人的資本水準に依存するが、現在の人的資本には依存しないからである。もし人的資本が経験によって変化せず教育水準のみに依存する場合、 $h(s_i, x_{it}) = h(s_i)$  より  $\lim_{x_{it} \rightarrow \infty} k(x_{it}) \frac{\phi}{x_{it}} \sum_{t=1}^t h(s_i) = h(s_i)$  となる。この場合も、人的資本項はあらわれない。これは過去の評価が人的資本価値を完全にとらえているためである。

### 2.5.2 観測できない昇進決定要素

上述した理論的考察は、同じ大学  $s_i$  を卒業し同じ勤続年数  $x_{it}$ 、同じ評価  $\{p_{i\tau}\}_{\tau=1}^t$  を持つ労働者は、(2.2) 式のもと、昇進決定において必ず同時に昇進することを意味する。ここでは理論モデルを、この帰結よりもより現実に近づけるため、人事データでは観察できないが、昇進決定に影響に与える因子、例えば突然の上級ポスト欠員の補充 (Ariga, 2006) といった要因を扱えるように、確率的要因  $e_{it}$  を誤差項として用い次のように拡張する。

$$E(y_{it+1}|s_i, x_{it}, \{p_{i\tau}\}_{\tau=1}^t) + e_{it} > (\alpha - \gamma)/(\delta - \beta). \quad (2.13)$$

この誤差項は、学校の銘柄や過去の評価からは外生的であると仮定しているが、のちにこの外生性について議論する。この誤差項に対し、正規性の仮定を課す、すなわち  $e_{it}|s_i, x_{it}, \{p_{i\tau}\}_{\tau=1}^t \sim N(0, 1)$ 。

この正規性の仮定を課すことで、昇進確率 ( $\Pr[y_{it+1} = 1|s_i, x_{it}, \{p_{i\tau}\}_{\tau=1}^t]$ ) は次のような構造推定式に書き直せる。

$$\Phi \left[ h(s_i, x_{it}) + E(a_i|s_i) + k(x_{it})[\bar{p}_{it} - \phi E(a_i|s_i) - \phi(1/x_{it}) \sum_{\tau=1}^t h(s_i, x_{i\tau-1}) - \frac{\alpha - \gamma}{\delta - \beta}] \right]. \quad (2.14)$$

### 2.5.3 構造推定式の推定

構造推定式 (2.14) をプロビット推定を行うために、人的資本項と初期情報項に対して一次線形近似  $h(s_i, x_{it-1}) = \theta_0 + \theta_1 s_i + \theta_2 (x_{it} - 1)$ 、 $E(a_i|s_i) = \pi_0 + \pi_1 s_i$  とした。この線

形近似により昇進確率 ( $\Pr[y_{it+1} = 1 | s_i, x_{it}, \{p_{i\tau}\}_{\tau=1}^t]$ ) を次のように特定化する。

$$\Phi\{(\theta_0 + \pi_0) + (\theta_1 + \pi_1)s_i + \theta_2 x_{it} + k(x_{it})[\bar{p}_{it} - \phi((\pi_0 + \theta_0) + (\pi_1 + \theta_1)s_i + (1/2)\theta_2(x_{it} - 1))] - \frac{\alpha - \gamma}{\delta - \beta}\}. \quad (2.15)$$

この式は、 $k(x_{it})$  を構成する  $(\theta_0 + \pi_0)$ ,  $(\theta_1 + \pi_1)$ ,  $\theta_2$ ,  $\nu_0^2/\sigma^2$  に加えて  $(\alpha - \gamma)/(\delta - \beta)$  および  $\phi$  という6つの識別可能なパラメータを含む。また、学校教育の係数については人的資本の効果を表す  $\theta_1$  とシグナルの役割を意味する  $\pi_1$  とを分割して識別できない。

理論的には、式 (2.15) の6つのパラメータをすべて推定できる。 $s_i$  と  $x_{it}$  の効果のうち時間に対して一定な効果を観察することで、パラメータ  $\theta_1 + \pi_1$  と  $\theta_2$  の識別を可能にする。次に  $\bar{p}_{it}$  が昇進に与える影響を観察することを通じて  $k(x_{it})$  を識別することが可能になる。これらのことから  $k(x_{it})$  と  $s_i$  との交差項の係数となる  $\phi$  も識別が可能になる。しかし、この識別を行うために  $s_i$  が昇進に及ぼす影響が  $x_{it}$  に伴い大きく変動するということが必要である。この理想的な前提は今回用いたデータには適用できなかったため、最尤法によるプロビット推定において十分な収束を得ることが出来なかった。この問題を回避するために、2段階推定を行った。推定手順は次のとおりである。

1.  $\bar{p}_{it}$  を  $s_i$  と  $x_{it}$  に定数項を加え最小二乗法で回帰し、残差  $\tilde{p}_{it}$  を得る。
2. 残差を用いることで  $\Pr(y_{it+1} = 1 | s_i, x_{it}, \tilde{p}_{it}) = \Phi(\xi_0 + \xi_1 s_i + \xi_2 x_{it} + k(x_{it})\tilde{p}_{it})$  をプロビット推定を行う。
3. 時間を通じて変化する学校銘柄効果を導入した  $\Pr(y_{it+1} = 1 | s_i, x_{it}, \tilde{p}_{it}) = \Phi(\xi_0 + \xi_1 s_i + \xi_2 x_{it} + \xi_3 s_i x_{it} + k(x_{it})\tilde{p}_{it})$  をプロビット推定する。

### 2.5.4 学習の速度

本章において最も関心をおくのは  $k(x_{it}) = \frac{x_{it}(\nu_0^2/\sigma^2)}{1+x_{it}(\nu_0^2/\sigma^2)}$  に含まれる雇用者学習速度である。パラメータ  $(\nu_0^2/\sigma^2)$  が学習の速度と解釈できる。これは雇用者がベイズ更新を用いて予想する生産性の事後分布の分散が労働者の勤続年数に伴い小さくなるためである。 $t$  期の事後分布の分散は次の通りである。

$$\frac{\nu_0^2}{1+x_{it}(\nu_0^2/\sigma^2)}$$

この式から、入社当初の分散は  $x_{it} = 0$  を代入することで  $\nu_0^2$  となる。この分散が半減する時点を  $x_{it}^*$  とする。すなわち

$$\frac{\nu_0^2}{1+x_{it}^*(\nu_0^2/\sigma^2)} = \frac{\nu_0^2}{2}$$

。したがって  $x_{it}^* = (\sigma^2/\nu_0^2)$  年後に事後分布の分散は半減する。ここではこの  $x_{it}^*$  を主観的分散の半減期とよぶ。Lange (2007) はこの半減期を誘導系推定の結果から逆算することで推定している。NLSY79 を用いた Lange (2007) によるとこの半減期はおよそ3年ほどであるとしている。

### 2.5.5 推定結果

構造モデルを推定するために、A 社については SA、SB、G6、G5 への昇進、企業 B については 2 級、3 級、副主査、主査への昇進、それぞれに対してプロビット推定を行う。これらのランクへの昇進は管理職としてのキャリアを辿る初期段階に相当する。A 社における G6 段階の従業員の平均勤続年数は 10 年であり、B 社における 3 級の従業員では 9 年である。推定にあたっては、A 社では G5 以下のランクに相当する従業員、B 社では主事以下

のランクに相当する従業員すべてをサンプルに含む。例えば、A社のG6への昇進を分析する際には、SBおよびそれ以下の従業員は $y_{it} = 0$ 、G6以上のものは $y_{it} = 1$ として扱う。

構造推定式を実証分析するにあたり各従業員の年次評価は $p_{it}$ に相当するものとする。先述したように、A社B社ともに、非管理職の従業員に評価を下す場合、評価者は一般的に直属の課長である。管理職の場合、それよりも上級の管理職が評価者となる。両方の会社で、各従業員は目標管理制度のもと評価が行われる。評価期間の開始時に評価者と被評価者が面談を行い評価期間内の目標として期待される職務内容を確認する。評価期間の終了時、評価者は期待される職務内容に対して、従業員の実際の職務内容の評価する。推定の際にはこの評価を、高い順に1 (A社におけるSおよびSS評価、B社におけるAおよびB評価に相当する)、0 (A社におけるA1およびA2、B社におけるC評価)、-1 (A社におけるA3とBおよびC、B社におけるD評価) という3段階評価に直し、過去平均評価を $\bar{p}_{it}$ として用いる。

ここでの推定では、各企業人事データから計算した勤続年数を構造推定式の $x_{it}$ に相当させる。したがって、構造推定から得られるパラメータから計算された雇用者学習の速度は、各評価者の学習過程ではなく、企業全体での学習過程におけるものである。

表2.9は大学偏差値と勤続年数との交差項を含まない特定化を行った最尤法に基づくA社の構造推定結果である。G4以上のランクについては数値計算の結果が安定せず、時に収束しなかったため、ここではSA、SB、G6およびG5への昇進についての推定値を報告している\*8。この結果はより偏差値の高い大学を卒業することが、すべてのランクで昇進に寄与することを示している。G5まで勤続年数の係数は大学偏差値の係数よりもはるかに大きい。しかしランクが上がるにつれて、勤続年数の係数は次第に小さくなる。このことは、初

\*8 数値計算の結果が安定しなかった理由の1つとして、上位のランクについては在位者が少ないことが考えられる。

期キャリア段階での昇進は主として年功序列に起因するものの、キャリアが深化するにつれてその重要性が低下する。

主観的分布の分散の半減期を意味する  $\sigma^2/\nu_0^2$  は SA の結果で 5.40 ( $=1/0.1851$ ) 年、SB の結果で 5.05 年、G6 で 2.66 年、G5 で 5.79 年と計測された。したがって、推定半減期はおよそ 3 年から 6 年ほどであり、ランクによって異なる。これらの結果は、出身大学や入社選考過程で形成された初期の信念は、入社後 3 年から 6 年後の時間を経ることで半減することを示している。

表 2.10 は偏差値と勤続年数との交差項を含む特定化に基づく推定結果を報告している。偏差値と勤続年数の交差項の係数は時に統計的有意な値をとるが、しかしその大きさは 0 に近い。つまり、年次評価によって更新された情報は、各従業員の出身大学が伝達する初期のシグナル情報と直交していて、偏差値の情報としての価値はキャリアを通じて存続する。この結果は、企業が新入社員の配属を、出身学校に応じて、本社にするか支社にするかを決める傾向にあることからすると自然な結果である。評価者は、この職務割当の所与として各従業員を評価するため、各従業員の出身大学偏差値と評価は直交する傾向が生じることになる。

評価が偏差値と直交するという傾向を考慮して、構造推定式 (2.15) に  $\phi = 0$  という制約を課して推定を行うと、当然ながら、推定結果は表 2.9 に報告されたものに近い。したがって、表 2.9 の結果をより効率的な推定を行ったものとして扱う。

表 2.11 は大学偏差値と勤続年数との交差項を含まない特定化を行った最尤法に基づく B 社の構造推定結果である。

A 社と同様に、主査までのキャリア段階をみると、勤続年数の係数は偏差値の係数よりはるかに大きい。ただし主査については勤続年数の係数は著しく小さくなる。これとは対

照的に、大学偏差値は主査への昇進に大きな影響を与える。このことは、キャリア初期段階の昇進は年功序列的に運用されているが、中期段階の管理職への昇進では勤続年数の重要性が低いことを意味する。A社と同様、この企業では年功序列の昇進制度を採用している。

B社の場合、主観的に形成された事後分布の分散  $\sigma^2/\nu_0^2$  の半減期は2級では3.98年、3級では4.15年、副主査で5.37年、主査で6.12年である。計算された半減期はランクによって異なるが、これらの推定値は雇用者が各自の能力を観察することで学歴などの初期の評価の重要性が4年から6年の間に半減することを意味している。この結果は、おおよそA社と同様である。

表2.12は、偏差値と勤続年数との交差項を含んだ特定化に基づく推定結果を報告している。偏差値と勤続年数との交差項は、正かつ統計的に有意な値をとるときもあるが、しかしその値はほとんど0に近い。これは、評価者の評価に含まれる新しい情報が偏差値と直交する傾向を示唆しており、評価者は従業員の卒業した学校の質について調整した評価を下す。より現実的には、評価者は被評価者が割り当てられた仕事に期待される成果と比較して成果をつける一方、仕事の割り当ては、特にキャリア初期においては、従業員の出身大学にある程度依存することから、この評価と偏差値との直交性が観察されたと解釈できる。

主査への昇進において評価と偏差値が直交することを考慮して、構造推定式(2.15)に  $\phi = 0$  という制約を課して推定を行ったが、その結果は表2.11に報告された結果に対して頑健性を与えた。したがって、表2.11の結果をより効率的な推定を行ったものとして扱う。

両社についての構造推定の結果は、雇用者が労働者の能力を比較的素早く学習できることを示している。事後分布の分散  $\sigma^2/\nu_0^2$  の半減期は、A社とB社のすべてのランクにおいておおよそ3年から6年という計算結果となった。この雇用者の学習速度が比較的早いとい

う主張は、異なる手法およびデータセットを用いた Lange (2007) の主張と一致する\*9。これは、雇用者が短時間で従業員の能力を学習することを意味し、短時間で従業員を適切な役職に配属することで、内部労働市場における資源配分を効率的に行えるという示唆を与える。そして表 2.2 と表 2.6 の結果で見たように偏差値が高い大学出身者は、仕事においても高い評価を得る傾向にあるため、迅速に昇進することになる。

## 2.6 考察

### 2.6.1 教育の人的資本としての役割とシグナルとしての役割

ここで教育の役割について解釈する際の注意点を指摘する。理論モデルを提示する際に議論したように、この章で提示したモデルでは、教育の経済学的な役割から人的資本としての役割とシグナルとしての役割とをそれぞれ識別する事ができない。なぜなら、これらの2つの役割は、理論的には異なるが、しかし観察されるデータ上では同一の帰結をもたらす。すなわち、より競争率の高い大学出身者はより高い評価を得る傾向にあり、そしてそれゆえにより早く昇進するという傾向をどちらの理論も予測する。しかしそれが優秀な大学で受けた教育による人的資本の蓄積によるものか、優秀な大学に進学できるもともと能力によるものかは今回行った実証分析では識別できない。

### 2.6.2 採用過程で利用可能な情報

今回のモデルでは、雇用者は採用の際に利用できる情報として学歴情報に注目し、それ以外の情報は捨象されている。しかし現実的には、雇用者が新たに従業員を採用する際、面接など通じて、学歴以外の情報も利用できる。今回実証分析に用いた人事データは、日

---

\*9 Lange (2007) の推定結果はおおよそ3年という今回の分析と比べわずかに短い半減期を提示している

本的雇用慣行のもと長期的な雇用関係の重要性を強調する代表的な日本企業であり、人事部が採用者選定過程に関与する。人事部は面接者からの情報を収集し、採用する者を決定するためにその情報を活用するとともに、職務分担を決定する裁量権を有する。その一方で、中途採用の場合、選考基準は職業特有の技能に傾くことになり、採用者が配属されることになる現場の関与が新卒労働者の場合と比べ大きくなる。新卒者と中途採用者どちらの場合も、雇用者としての企業は従業員の職業能力に関する情報を収集する。この情報を以下では  $q_{it}$  と呼ぶ。この章で用いているモデルは、従業員的能力に対する当初の期待は、 $E(a_i|s_i)$  として学歴のみに依存するとしているが、現実的には学歴のみならず採用過程を通じて得た情報も加えた  $E(a_i|s_i, q_i)$  とするのが適当であろう。

$q_i$  を推定に含めないことは、推定値にバイアスを生じさせることを2つ指摘する。まず1つ目は  $q_i$  と  $s_i$  の間に相関がある場合に生じる内生性から生じるバイアスである。これは  $q_i$  を推定から省略することによって  $s_i$  が推定式における内生変数となることから生じる。 $s_i$  と  $q_i$  の相関の正負は、正となる要因、負となる要因がいくつかあるため、理論的に予測することは困難である。例えば、高偏差値大学出身者そうでないものと比べて高い能力を有する場合、つまり  $s_i$  と  $q_i$  の間に正の相関がある場合、ミンサー型賃金関数の推定でよく知られる能力バイアスによって、偏差値の係数は上方バイアスを持つことになる。対照的に、採用選抜過程を経た従業員のデータしか観察できないというサンプルセレクションバイアスは、 $s_i$  と  $q_i$  の間に負の相関を生み出す。高い能力を有するシグナルとしての大学偏差値の役割があることを前提とすると、非エリート大学出身の卒業生はそれ以外の情報  $q_i$  が雇用者にとって魅力的なものでないと、採用のための選抜過程において高偏差値大学出身者と競えない。このような選抜過程の前提のもと人事データから観察される従業員のみについて見れば、出身大学の偏差値情報  $s_i$  とそれ以外の情報  $q_i$  との間には負の相関

が生じることになる。この内生性は、推定結果における偏差値の係数に対する下方バイアスを生じさせる。

このような内生性を乗り越えるためには、 $s_i$  と相関する一方で  $q_i$  と相関しない操作変数が必要となる。このことは、人事データ上に、企業の採用過程には考慮されないが教育水準には影響を与える要素の観察が必要であることを意味している。しかしそのような変数を見つけることは、非常に困難である。そのため、今後の研究の課題として残ることと、偏差値の係数の解釈には慎重な注意が必要であることを指摘するに留める。

2つ目の指摘すべき点は、 $q_i$  を省略することで、モデルにおける重要なパラメータである雇用者学習速度の推定値にバイアスが生じることである。本章では  $\bar{p}_{it} - E(a_i|s_i)$  の係数としての  $k(x_{it})$  の推定値から学習速度を推定している。しかし雇用者が学歴以外の情報も用いることができる場合、用いるべき説明変数は  $\bar{p}_{it} - E(a_i|s_i, q_i)$  である。 $\bar{p}_{it} - E(a_i|s_i)$  を説明変数として用いる場合と、 $\bar{p}_{it} - E(a_i|s_i, q_i)$  を用いる場合と比較すれば、能力を予測するための事前情報が詳細であるため、後者についての従業員間の差異について、能力差と比べた相対的な（生産における）ノイズの差異の割合は、前者のそれよりも大きい。したがって、 $\bar{p}_{it} - E(a_i|s_i, q_i)$  を  $\bar{p}_{it} - E(a_i|s_i)$  の代わりに変数として用いることは、推定されるであろう学習速度を小さく見積もることになる<sup>\*10</sup>。人事データを用いて学習速度を推定する際この潜在的なバイアスを克服することがこれからの課題となる。

### 2.6.3 職務内容および能力の異質性

本章で行った構造推定ではモデルのパラメータを識別するために、人的資本としての従業員の技能およびランクに対応しているであろう職務内容について均質性の仮定を課して

<sup>\*10</sup> 学習速度はシグナルノイズ比  $\nu_0^2/\sigma^2$  に依存するためである

いた。ランクまたはランクに対応した職務内容における均質性は、学習速度がランクの変遷を通して一定であるという仮定を正当化する。しかし、職務内容に応じてその成果は従業員の能力に大きく依存することもある。このことは、ランクの変遷を通じて蓄積されていく情報の重要性を表すシグナルノイズ比  $\nu_0^2/\sigma^2$  が対応する職務内容に応じて変化することを意味する。なぜなら成果が従業員の能力に強く依存する場合この比率は大きくなり、成果が運に左右される職務内容でなければこの比は小さくなるためである。 $\nu_0^2/\sigma^2$  が大きいとき、雇用者はより早く従業員の能力に関する学習を行うことができる。例えば、販売員としての成果は従業者個人の能力に強く依存することに比べれば、事務職員としての成果は個人の能力以外の部分の要素に左右されるだろう。この例では、販売員に関する雇用者学習は、事務職員のそれよりも早くなるだろう。この章でのモデルでは、このような職務内容での異質性を無視していることを注意点として指摘する。

またこの章でのモデルは、従業員の能力すなわち人的資本を単一の尺度のもとで扱っているが、従業員の能力は多面的である可能性がある。例えばエンジニアリング部門において優秀な従業員が、営業部門においても優秀とは限らない。この多次元といえる人的資本の尺度を考慮しなければならない企業は、従業員にジョブローテーションを課すことで学習機会を得ようとするだろう。Brilon (2015) などの多次元な人的資本という想定を加えたモデルを構築し、人事データに当てはめることは、今後の研究課題となる。

#### 2.6.4 昇進モデルについて：トーナメント方式モデルの可能性について

本章で用いた昇進についての理論モデルは、Gibbons and Waldman (1999) ならびに Gibbons and Waldman (2006) による昇進決定モデルを用いている。これら先行研究で用

いている昇進決定モデルにおいて、ある従業員が昇進するか否かの決定は、当該従業員個人の業績が絶対的な水準を上回ったか否かに依存するという意味で絶対的な基数的情報に基づく絶対基準方式といえる。一方、昇進を理論モデル化した他のモデルで有力なものとして、昇進対象者の内あらかじめ定められた人数の上位成績者のみを昇進させるという意味で相対的情報に基づくトーナメント方式がある (Lazear and Rosen, 1981)。企業が絶対基準方式を採用するかトーナメント方式を採用するかは、企業の階層構造を変えるコスト、職務にとって従業員の質がどれだけ重要であるか、企業内における従業員の質のばらつきに依存すると理論的には予想される (Lazear and Gibbs, 2014; Milgrom and Roberts, 1992)。我々が本章で分析対象した企業が絶対基準方式とトーナメント方式のいずれに近いかは十分に検討されていないにもかかわらず<sup>\*11</sup>、Gibbons and Waldman (1999) ならびに Gibbons and Waldman (2006) に基づく理論モデルを採用しては注意が必要である。

絶対基準方式に対するトーナメント方式の違いは、企業が昇進対象者それぞれの能力に対する基数的情報を取得する必要がなく、昇進対象者の中で誰が最も優れているかという相対的情報を入手すればよい点にある。これは、従業員個々人が何らかの絶対的な意味でどの程度よい仕事をしているかを明確にするのが困難なときに、トーナメント方式の利点として働く。これは特に、事前に明確に業務内容を記述することができず、それぞれ労働者の生産性が業務によって異なる状況や、景気動向による変動が大きいなど実際の生産に運の要素が多く含まれている場合といった、労働者の能力に関する基数的な情報を得るのが難

<sup>\*11</sup> (Araki et al., 2013) は我々が本章で分析対象とした企業の人事データを用いて、入社年次と学歴水準で定義される同期入社の子世代人数が入社後 10 年程度の昇進キャリアに与える影響を分析している。この分析は 1990 年代初頭入社の子世代人数が多い世代に比べ、1990 年代後半に入社した子世代人数が少ない世代の方が、勤続年数を制御した上で、昇進確率が高いことを示した。この傾向は出身大学の質を制御しても確認でき、同期入社の大卒従業員が所与の数の昇進ポストが争うというトーナメント方式が想定する状況に近いといえる。

しい場合、相対的情報を用いた昇進ルールが採用されることになると予想される (Milgrom and Roberts, 1992)。

我々は 2.5.1 において、評価  $p_{it}$  を観察された絶対的な生産  $y_{it}$  および出身学校から予想される生産性  $E(y_{it}|s_i)$  からの実際の生産性の乖離  $y_{it} - E(y_{it}|s_i)$  の加重平均  $p_{it} = \phi y_{it} + (1 - \phi)[y_{it} - E(y_{it}|s_i)]$  としたモデルを提示し、構造推定を行った結果 2.5.5 から加重  $\phi$  の大きさは 0 に近いとしている。我々はこの結果を、企業が新入社員の配属を出身学校に応じて決める傾向と、評価者は被評価者が割り当てられた仕事に期待される成果と比較して成果をつける目標管理制度の結果によるものと解釈している。一方で  $E(y_{it}|s_i)$  は被評価者以外の従業員における平均的な実績と解釈すると、この結果は企業は昇進対象者の中で相対的により優れた従業員をより昇進させるという相対的な情報を用いたトーナメント方式による昇進決定構造を捉えているとも解釈できる余地がある。

より精緻な実証研究の結果を得るためには、今後トーナメント方式による昇進決定モデルを用いた構造推定を行うことが期待される。そのために、被評価者と比べるべき昇進対象者が誰であるかを人事データ特定するという課題に加えて、2.4.3 で確認したように A 社と B 社について、中級レベルの技能ランクへの昇進では出身大学の銘柄が比較的重要なのに対し、上級レベルへの昇進では評価が比較的重要であるという雇用者学習モデルの理論的予測と一致した傾向を説明できるトーナメント方式モデルの開発が必要になる。

## 2.7 本章での結論

本章では、企業が労働者の生産性に関する不確実な情報を学歴と過去の成果の蓄積から学習することで昇進の決定を行うモデルを構築した。次に日本の大手製造業 2 社のホワイトカラー従業員の人事データを用いてモデルの構造パラメータの推定を行い、学習速度を

計測した。企業が実際に観察した業績評価を直接用いることができる人事データを使用した点で、これまでの雇用者学習モデルの実証分析に新たな知見をもたらすものである。データ内の各従業員の母校や技能ランクの情報は、雇用者学習モデルをより現実的な想定のもとでの検証を可能にする。

実証分析の結果は、より高度な学歴とより良い過去の業績を有する従業員はより昇進しやすいことを示している。学歴に対して相対的な過去の実績の重要性は、労働者のキャリアが進むにつれてより重くなる。この発見は雇用者学習モデルが想定する雇用者のベイズ更新と整合的である。

人事データから得られる直接的な根拠は、人事経済学におけるいくつかの定式化された事実を支持する。労働者の業績は、能力と運に依存するため、雇用者はそれぞれの労働者の能力について知識がない場合には、将来の業績が平均への回帰によって低下することを恐れて、Lazear (2004) が指摘したように昇進基準を上げる。各従業員の能力について形成した予想の不確実性は、雇用者が各従業員の業績を繰り返し観察することにつれて減少する。この不確実性の減少は、昇進基準を低下させる。このことは、労働者が勤続を経るにつれて昇進する可能性が増加することを部分的に説明する。また、雇用者学習モデルは、早い段階で昇進した従業員がその後も早く昇進できる、いわゆる「ファスト・トラック」(Baker et al., 1994a,b; Ariga et al., 1999) を説明することもできる。早い段階で昇進した労働者は、不確実性によって高く設定された基準を達成できる優秀な人材である。そのため、雇用者学習モデルは、選抜の結果として「ファスト・トラック」が生じると予想する。

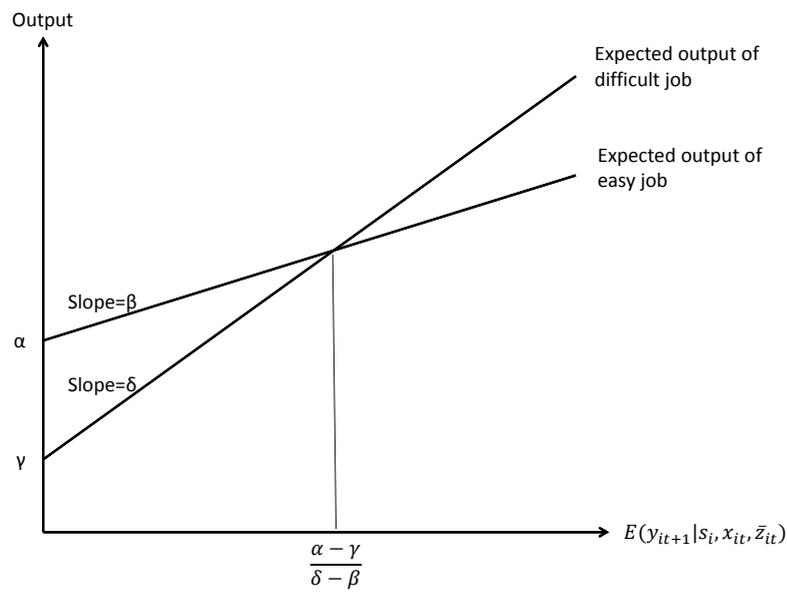
構造パラメータの推定値から得られた結果は、雇用者が学習した従業員の生産性に関する事後分布の分散はおおよそ3年から6年で半減するため、雇用者が従業員の生産性を迅速に習得することを示唆している。この推定値は、モデルにいくつかの現実的妥当性の検証

がまだ行われていない特定化を施し、雇用者には観察しているはずだが人事データには現れない情報の欠如という制約の下で、得られた結果である。そのため、この推定値の頑健性には今後の検証が必要である。さらに、従業員の生産性に関する比較的迅速な学習という結果は、労働市場全体の傾向であるのかという、一般化はまだできない。なぜなら、本章の結果は労働市場内の特定の2社についての結果であるからである。しかし迅速な学習速度という結果は、米国のNLSY79データという、ここで用いたものとは全く異なるデータを用いたLange (2007)の結果と一致する。雇用者学習の速度に関する結論を導き出すためには、今後様々なデータを用いて研究を蓄積する必要がある。

労働市場全体に存在する各企業の情報保有構造について、各企業は社外の労働者の生産性に関する情報を共有しているか、あるいは企業は自社が雇用している労働者の情報しか保有していないのかどうか、本章の研究では立ち入らない。しかし、労働者の生産性に関する情報は労働市場における情報非対称性の源泉であり、労働市場の摩擦 (Gibbons and Katz, 1991; Hu and Taber, 2011) につながるためである。学習された情報が企業間で共有される公的学習仮説と、あるいはそうでない私的学習仮説という2つの仮説のうちどちらが現実的妥当性を持つかを検証することは重要である。内部労働市場における昇進の違いを、入社前の労働市場経験の有無で比較することは、この検証を可能にする。これは今後の研究課題である。

## 2.8 図表

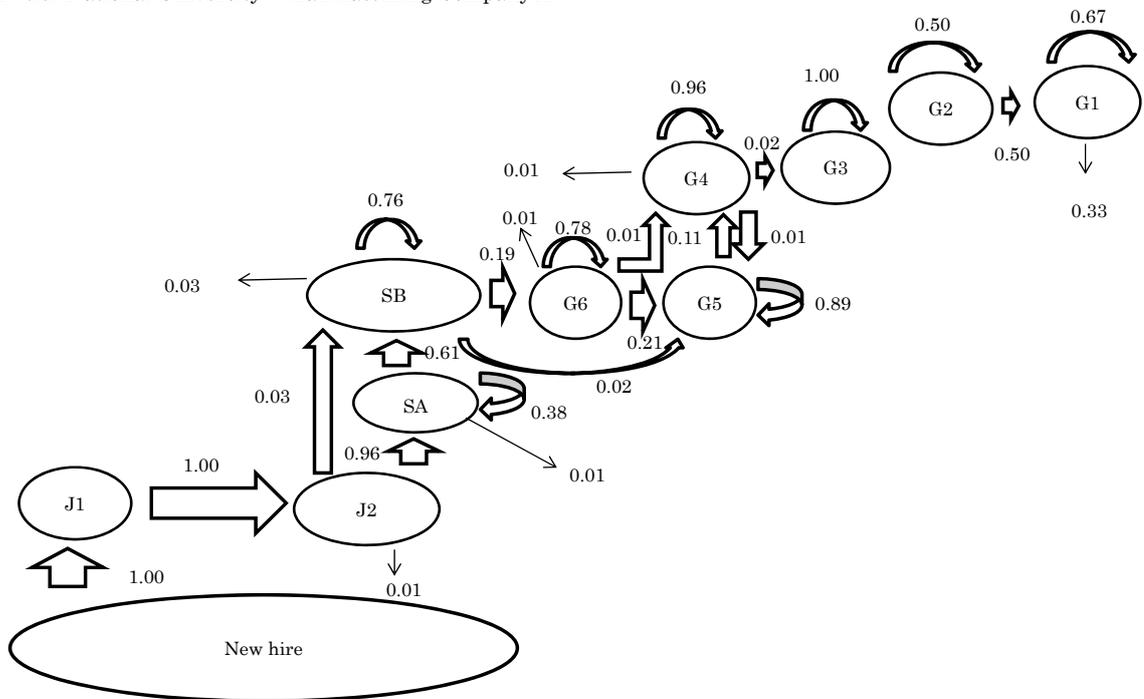
図2.1 容易な仕事および困難な仕事における期待生産性



Note:  $E(y_{it+1} | s_i, x_{it}, \bar{z}_{it})$  is the expected productivity conditional on schooling ( $s_i$ ), experience ( $x_{it}$ ), and average past performance evaluation ( $\bar{z}_{it}$ ).

図2.2 高偏差値国立大学卒業者のキャリアツリー: A社

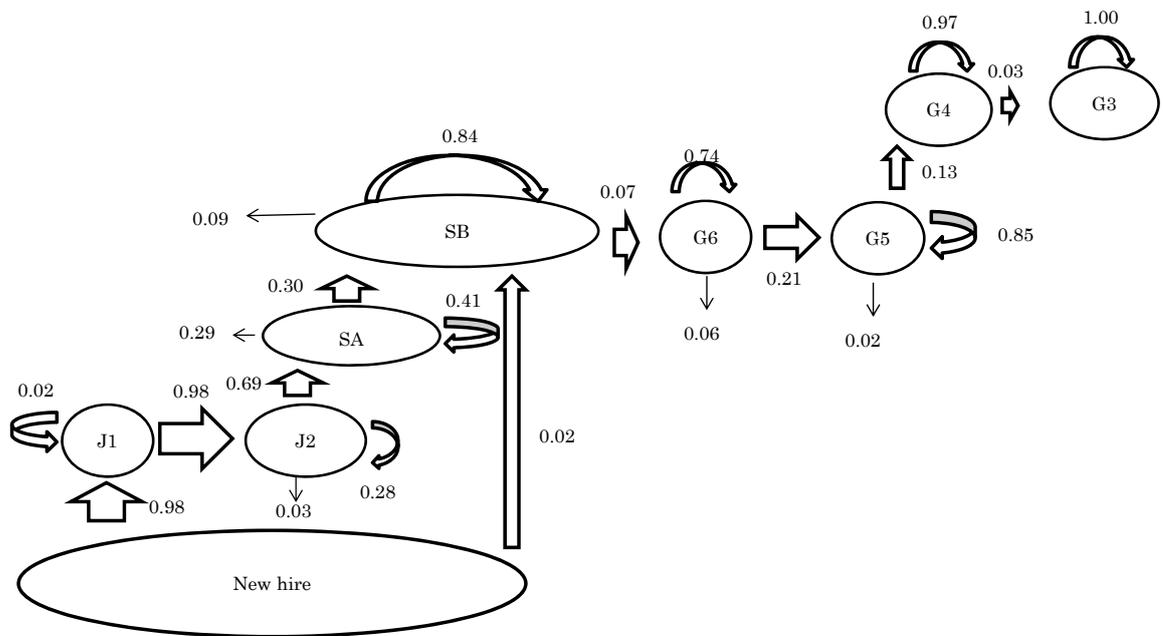
1<sup>st</sup> tier National University – Manufacturing Company A



Note: 東京大学、京都大学、東京工業大学、一橋大学、大阪大学の卒業生

図2.3 非銘柄私立大学 (tier3) 卒業者のキャリアツリー: A 社

3rd tier Private University – Manufacturing Company A

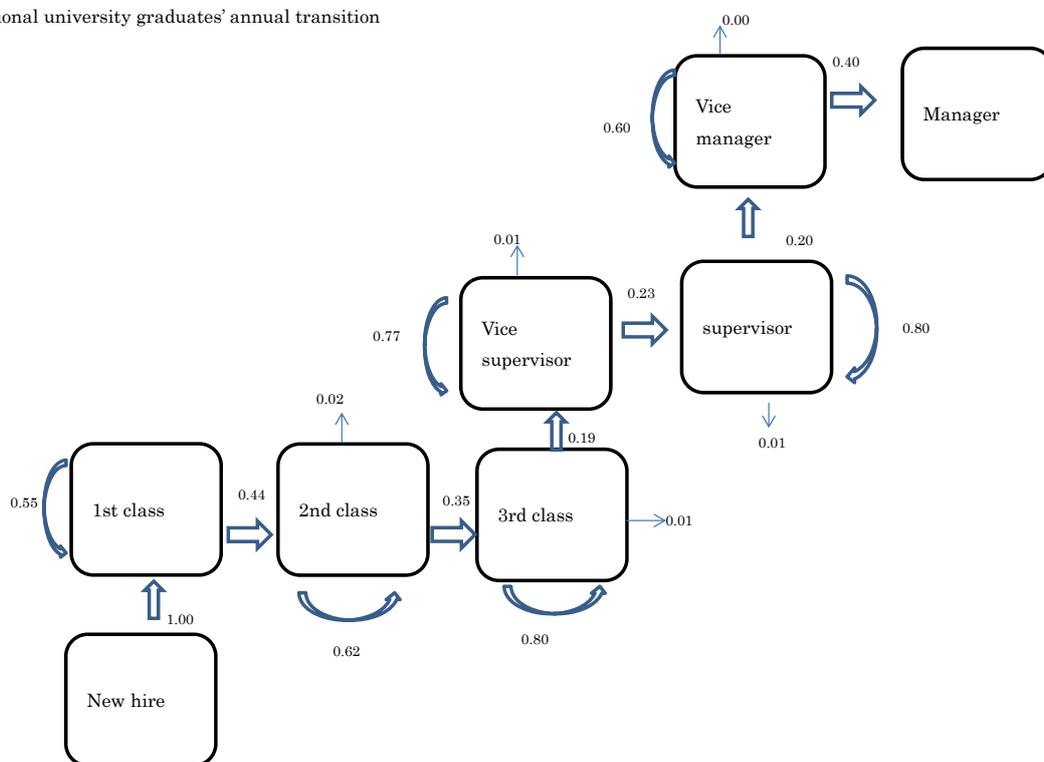


Note: 以下に挙げる大学を除く私立大学の卒業生。

ここで除外している私立大学は、慶應義塾大学、早稲田大学、上智大学、明治大学、青山学院大学、中央大学、法政大学、関西学院大学、関西大学、同志社大学、立命館、学習院大学、南山大学である。

図2.4 高偏差値国立大学卒業者のキャリアツリー: B社

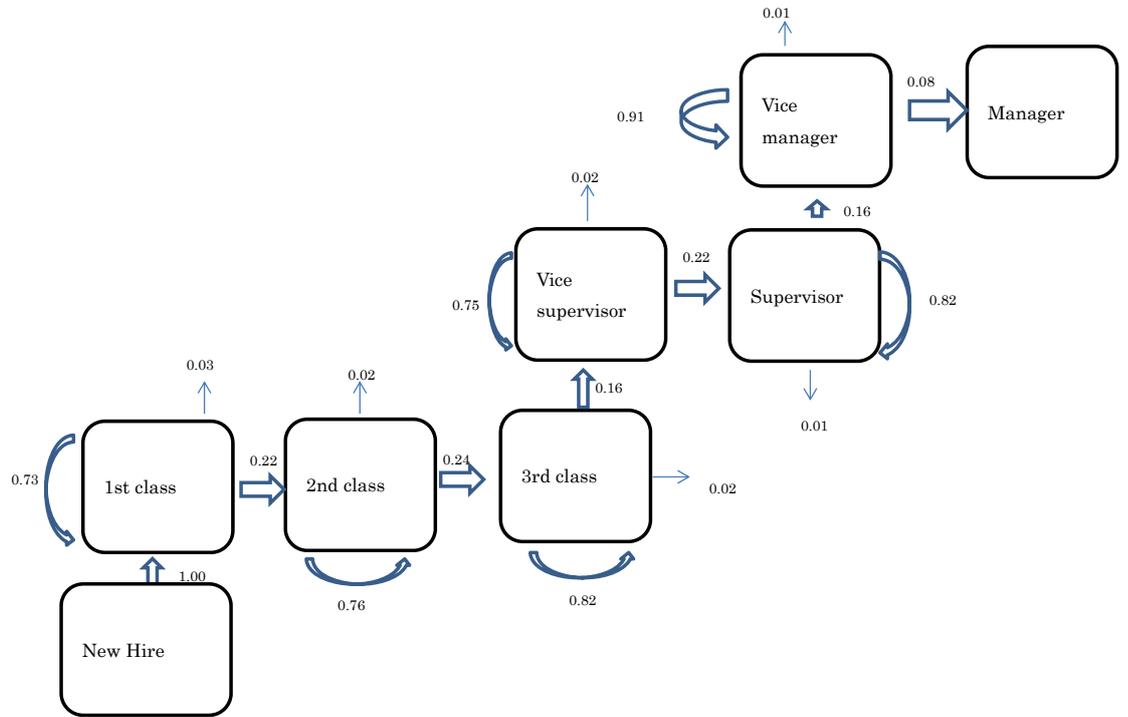
1st tier national university graduates' annual transition



Note: 東京大学、京都大学、東京工業大学、一橋大学、大阪大学の卒業生

図2.5 非銘柄私立大学卒業者のキャリアツリー: B社

3rd tier private university graduates' annual transition



Note: 以下に挙げる大学を除く私立大学の卒業生。

ここで除外している私立大学は、慶應義塾大学、早稲田大学、上智大学、明治大学、青山学院大学、中央大学、法政大学、関西学院大学、関西大学、同志社大学、立命館、学習院大学、南山大学である。

表2.1 技能ランク別評価分布: A社、2005-2010、%

Rank Evaluation	J1	J2	SA	SB	G6	G5	G4	G3
SS	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
S	0.00	1.86	3.13	4.50	8.33	9.21	12.71	0.00
A1	3.56	16.15	21.93	27.14	15.64	20.66	11.86	0.00
A2	95.17	71.74	64.10	59.22	63.30	64.52	67.80	90.00
A3	1.27	7.45	7.47	6.60	7.75	4.19	4.45	10.00
B	0.00	2.48	1.69	1.95	4.39	1.35	2.97	0.00
C	0.00	0.31	1.69	0.60	0.58	0.07	0.21	0.00
N	393	322	415	667	684	1336	472	10
N of individual	390	305	299	280	270	414	181	4

表2.2 A社における評価決定要因: オーダードプロビットモデルの限界効果

	C	B	A3	A2	A1	S
University score	-0.0001 (0.0000)	-0.0004 (0.0001)	-0.0008 (0.0002)	-0.0015 (0.0004)	0.0017 (0.0005)	0.0011 (0.0003)
Tenure	0.0006 (0.0002)	0.0028 (0.0005)	0.0056 (0.0008)	0.0110 (0.0017)	-0.0121 (0.0016)	-0.0078 (0.0011)
N	4291					
LL	-4291.4664					

Note: Marginal effects evaluated at the means are reported. Standard errors are in parentheses. Eight rank dummy variables are included in the regression model, but the estimated coefficients are not reported.

表2.3 記述統計: A社

	J1	J2	SA	SB	G6	G5	G4	G3
University score	61.37 (7.62)	61.96 (7.42)	61.14 (8.22)	62.4 (7.15)	62.7 (7.58)	61.54 (7.33)	62.69 (6.60)	65.25 (4.92)
Tenure	0.11 (1.22)	1.49 (2.11)	2.83 (1.60)	5.48 (2.20)	10.55 (2.66)	13.67 (2.33)	15.49 (1.66)	15.9 (1.79)
Average past evaluation								
Low(A3, B, C)	-	0.04 (0.18)	0.09 (0.21)	0.13 (0.28)	0.17 (0.31)	0.08 (0.20)	0.04 (0.10)	0.14 (0.19)
Medium(A1, A2)	-	0.91 (0.27)	0.73 (0.35)	0.55 (0.40)	0.47 (0.38)	0.45 (0.37)	0.45 (0.30)	0.44 (0.23)
High(S, SS)	-	0.05 (0.21)	0.18 (0.30)	0.32 (0.39)	0.37 (0.39)	0.47 (0.38)	0.5 (0.31)	0.43 (0.28)
Obs.	393	322	415	665	681	1332	472	10

Note: Standard deviations are in parentheses. Average past evaluation is generally not available for J1 workers, because most J1 workers are promoted to J2 in the following year.

表2.4 A社における昇進の決定要因: コックス比例ハザードモデル

	SA	SB	G6	G5	G4
University score	0.0104 (0.0089)	0.0278 (0.0096)	0.0660 (0.0135)	0.0419 (0.0100)	0.0221 (0.0100)
Low eval. (A3, B, C)	-0.2671 (0.3714)	-0.7750 (0.3479)	-1.1483 (0.5606)	-1.3710 (0.3426)	-2.7543 (0.7038)
High eval. (S, SS)	0.0190 (0.2512)	-0.0869 (0.2203)	0.3509 (0.2519)	0.3719 (0.2040)	0.7845 (0.2250)
N	753	1272	2074	2937	4524
N of subjects	429	531	661	843	1101
N of failures	298	219	121	174	183
LL	-1686.4671	-1108.1541	-544.5146	-821.0675	-973.3288

表2.5 技能ランク別評価分布 : B 社、2005-2010

Ability rank Evaluation	1st class	2nd class	3rd class	Vice supervisor	Supervisor
A	0.70	2.26	1.08	4.12	3.65
B	27.96	41.65	36.67	34.08	35.55
C	69.72	53.98	59.17	59.55	60.13
D	1.62	2.11	3.08	2.25	0.66
N	862	665	649	534	301
Individual N	436	312	246	201	122

表2.6 B 社における評価決定要因 : オーダードプロビットモデルの限界効果

	D	C	B	A
University score	-0.0002 (0.0001)	-0.0016 (0.0010)	0.0016 (0.0010)	0.0002 (0.0001)
Tenure	0.0033 (0.0006)	0.0233 (0.0039)	-0.0234 (0.0039)	-0.0031 (0.0006)
N	4291			
Log LL	-4291.4664			

Note: Marginal effects evaluated at the means are reported. Standard errors are in parentheses. Eight rank dummy variables are included in the regression model, but the estimated coefficients are not reported.

表2.7 記述統計: B社

	1st class	2nd class	3rd class	Vice supervisor	Supervisor
University score	56.56 (6.63)	57.05 (6.16)	56.00 (6.28)	54.41 (7.32)	53.85 (8.13)
Tenure	1.85 (0.92)	4.73 (1.52)	9.4 (2.70)	13.56 (2.18)	15.05 (1.58)
Average Past Evaluation					
Low (D)	0.02 (0.11)	0.03 (0.12)	0.03 (0.15)	0.03 (0.12)	0.00 (0.02)
Medium (C)	0.88 (0.28)	0.62 (0.35)	0.56 (0.37)	0.67 (0.34)	0.58 (0.34)
High (AB)	0.11 (0.25)	0.36 (0.35)	0.41 (0.37)	0.3 (0.33)	0.42 (0.34)
N	862	665	649	534	301
Individual N	436	312	246	201	122

Note: Standard deviations are in parentheses.

表2.8 B社における昇進の決定要因: コックス比例ハザードモデル

	2nd class	3rd class	Vice supervisor	Supervisor
University score	0.0055 (0.0098)	-0.0039 (0.0124)	0.0236 (0.0135)	0.0208 (0.0129)
Low eval. (D)	-0.6861 (0.9234)	-2.5308 (1.1873)	-2.4581 (0.9818)	-6.1169 (3.0596)
High eval. (AB)	0.3696 (0.1869)	0.1553 (0.1960)	0.3431 (0.2136)	1.1497 (0.2675)
N	1154	1823	2488	3043
N of subjects	475	591	701	790
N of failures	251	177	142	114
LL	-1305.6914	-841.4124	-629.7786	-528.5440

表2.9 A社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との交差項を含めない特定化

	SA	SB	G6	G5
University score	0.0115 (0.0037)	0.0271 (0.0048)	0.0125 (0.0007)	0.0206 (0.0069)
Tenure	1.0061 (0.0256)	0.2191 (0.0018)	0.1551 (0.0626)	-0.0269 (0.0517)
$\nu_0^2/\sigma^2$	0.1851 (0.0034)	0.1979 (0.0353)	0.3761 (0.0227)	0.1728 (0.0236)
Constant	0.6837 (0.2764)	0.9793 (0.3973)	1.3012 (0.3063)	2.1672 (0.4167)
N	4524	4524	4524	4524
LL	-245.84	-251.36	-731.65	-845.63

表2.10 A社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との交差項を含めた特定化

	SA	SB	G6	G5
University score	0.0115 (0.0039)	0.0267 (0.0051)	0.0121 (0.0007)	0.0205 (0.0071)
Tenure	1.0056 (0.0254)	0.2181 (0.0017)	0.1545 (0.0621)	-0.0277 (0.0521)
Tenure × university score	0.0002 (0.0001)	0.0051 (0.0018)	0.0017 (0.0005)	0.0000 (0.0004)
$\nu_0^2/\sigma^2$	0.1848 (0.0037)	0.1987 (0.0357)	0.3837 (0.0215)	0.1612 (0.0212)
Constant	0.6469 (0.2734)	0.9168 (0.3984)	1.2082 (0.3052)	2.0577 (0.4139)
N	4524	4524	4524	4524
LL	-237.19	-248.13	-726.21	-823.29

表2.11 B社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との交差項を含めない特定化

	2nd class	3rd class	Vice supervisor	Supervisor
University score	0.0362 (0.0017)	0.0091 (0.0027)	0.0627 (0.0218)	0.0878 (0.0314)
Tenure	0.1272 (0.036)	0.7996 (0.2824)	0.1715 (0.0682)	0.0611 (0.124)
$\nu_0^2/\sigma^2$	0.2510 (0.0585)	0.2412 (0.0382)	0.1863 (0.0171)	0.1635 (0.0187)
Constant	2.7581 (0.1764)	3.0863 (0.0974)	4.2511 (1.1963)	4.2482 (1.4873)
N	4322	4322	4322	4322
LL	-536.75	-490.71	-814.27	-768.48

表2.12 B社昇進モデルにおける構造パラメータの推定値; 偏差値と勤続年数との交差項を含めた特定化

	2nd class	3rd class	Vice supervisor	Supervisor
University score	0.0345 (0.0019)	0.0089 (0.0028)	0.0613 (0.0221)	0.0864 (0.0317)
Tenure	0.1243 (0.036)	0.7983 (0.2827)	0.1673 (0.0674)	0.0583 (0.115)
Tenure × university score	0.0031 (0.0064)	0.0016 (0.0047)	0.0098 (0.0015)	0.0102 (0.002)
$\nu_0^2/\sigma^2$	0.2537 (0.0598)	0.2462 (0.0392)	0.1871 (0.0175)	0.1676 (0.0209)
Constant	2.7941 (0.1843)	3.1183 (0.0976)	4.2305 (1.2158)	4.2304 (1.5157)
N	4322	4322	4322	4322
LL	-534.32	-482.45	-792.62	-761.93

## 第3章

# 日本の公務員賃金プレミアムに関する分析 -PIAAC による認知能力データを用いて-

### 要旨

昨今のように国および地方ともに財政状況が厳しいとき、公務員の給与水準は、民間と比べて適正なのかというのは重要な論点となる。日本における公務員の給与は、民間準拠の原則に基づき決定される。このことは効率的な労働市場を構成するために経済学的な観点からも重要である。本章では労働者の能力とそれに対する経済的アウトカムとの対応を分析できる国際成人力調査（PIAAC：ピアック）データを用い、「読解力」「数的思考力」「ITを活用した問題解決能力」といった認知能力を従来のミンサー型賃金関数で制御される共変量に付け加えることで、公務員賃金プレミアムを推計した。主要な結論をまとめると次のようになる。PIAACで測られる認知能力を含む人的資本水準では説明できない公務員賃金プレミアムは、フルタイムとパートタイムを含む全労働者サンプルでは男女ともに0.04から0.05対数ポイント程度であった。また従来のデータでは観察されなかったこのような認知能力は、公的部門労働者と民間部門労働者の賃金差を人的資本の観点から説明する際に重要な要因であることと、これを制御しないまま推定を行うと公務員賃金プレミアムの推定量に上方へのバイアスが生じることが示された。

### 3.1 導入

日本の中央政府および地方自治体は公的部門労働者の賃金率を民間企業との均衡を図るように設定している。それにもかかわらず公的部門労働者の平均賃金率は民間部門におけるそれよりも若干高い。この賃金差は労働者の能力差を反映したものなのだろうか。本章では、日本における公的部門労働者と民間部門労働者との賃金差のうち、労働者の能力差では説明できない公務員賃金プレミアムの推定を行う。本章の特徴は、OECDが行っている国際成人力調査（PIAAC : The Programme for the International Assessment of Adult Competencies）の日本データを用いたことである。従来の政府統計個票を用いた研究では、賃金率の説明変数と考えられる認知能力および職務における能力の使用状況は観察できないために、欠落変数バイアスが生じる可能性があった。本章で用いるPIAACデータは、その認知能力および職務における能力の使用状況について労働者に対して調査を行っている。この特徴を利用して、欠落変数バイアスに対し補正を行った。

日本において公的部門労働者と民間部門労働者との賃金差は、政治的な観点のみならず経済学的な観点からも重要な実証課題といえる。主要先進国と同様、日本の中央政府および地方自治体は公的部門労働者の賃金率を、民間部門労働者のそれと均衡するように設定している。そのため公務員賃金プレミアムの大きさは、公的部門労働者の賃金設計が適切なものかを示す指標として政府機関にも参照されている（人事院, 2006）。また経済学的な観点から見ると、仕事を遂行する能力として定義される人的資本が等しいにも拘わらず生じる賃金差は、労働市場における非効率的な労働資源配分を示唆する。このような問題意識から主要先進国を対象としたデータを用いて、公的部門と民間部門との賃金差としての公務員賃金プレミアムについて多くの議論がなされてきた。これら実証研究の成果をまとめたサーベ

イ論文としては Ehrenberg and Schwarz (1986)、Bender (1998)、Gregory and Borland (1999) が挙げられる。このような分析ではミンサー型賃金関数に基づく Oaxaca-Blinder 分解 (OB 分解) が伝統的に用いられてきた。このような伝統的な手法は、学歴や労働市場経験年数といった特定の人的資本水準を持つ公的部門労働者について、その労働者が仮に民間部門で雇用された際に得られるであろう反実仮想的な賃金率を推定する。この反実仮想的な賃金と実際の賃金率との差が、公務員賃金プレミアムとして報告されることになる。

日本においても、Morikawa (2016) や人事院 (2006) が、さまざまな政府統計を用いて、フルタイム労働者における公務員賃金プレミアムの推定を行った。これらの分析について、主要な結果を3つ挙げる。まず、用いるサンプルについて労働者が従事する企業および事業所の従業員規模を制御しない場合、男性および女性公的部門労働者に公務員賃金プレミアムが観察される。次に、用いるサンプルのうち民間部門労働者について比較的大規模な従業員規模を有する企業および事業所に属するものに限定した場合、男女ともに公務員賃金プレミアムが小さくなる。最後に挙げられる点は、女性における公務員賃金プレミアムは男性よりも比較的高いことが挙げられる。Morikawa (2016) は2007年の総務省「就業構造基本調査」を用いて、官公庁と民間企業それぞれフルタイム労働者についてのミンサー型賃金関数の推定結果を比較し、中小企業を含めた全体の民間部門労働者と公的部門労働者と比較した際、男性フルタイム労働者サンプルで7.3%、女性フルタイム労働者サンプルで31%という、男女とも公務員賃金プレミアムが存在することを報告している。その一方で、民間部門労働者について企業の従業員規模を300人以上のものに限定すると、このような賃金差が小さくなることを報告している。この背景には民間部門における従業員規模間賃金格差の存在が考えられる。これらの結果は、人事院 (2006) と同様である。人事院 (2006) は2005年の厚生労働省「賃金構造基本調査」と人事院「国家公務員給与実態調査」

を用いて、企業規模が100人以上かつ事業所規模が50人以上の民間事業所の労働者\*1と国家公務員に関するそれぞれのミンサー型賃金関数を推定することで、労働者の属性を制御すれば男性については両者の賃金率は均衡していることを報告している。ただし、この報告書でもサンプルを男女計にした場合には公務員賃金プレミアムが観測され、その背景に男女間賃金差が国家公務員より民間部門において大きいことを指摘している。

このような民間部門における従業員規模間賃金格差や男女間で公務員賃金プレミアムの傾向が異なる点は、雇用慣行制度といった人的資本理論では説明できない制度によるものなのか、それとも従来のデータでは観察できない能力差によるものなのかは十分に分かっていない。まず規模間賃金格差を例にとれば、この規模間賃金格差は通常のデータでは観察できない能力差によるものかという問いに対して、玄田(1996)と奥井(2000)は、企業規模が変化する転職者の情報を用いることで観察できない能力を制御してもなお規模間賃金格差が残るという分析結果を得た\*2。またGibson and Stillman(2009)は労働者の認知能力を測定した調査“the International Adult Literacy Survey (IALS)\*3”を用いた企業規模間賃金差の分析を行い、いくつかの非英語圏-先進諸国における企業規模間賃金格差は認知能力では説明できないことを指摘している。つまり日本の公務員賃金プレミアムと規模間賃金格差との関係について、観察できない能力がどれだけの役割を果たしているのかは検証課題として残されている。また女性労働者で観察される大きな公務員賃金プレミア

\*1 人事院の行う給与勧告では、国家公務員の給与と民間部門労働者との比較において、役職段階といった雇用慣行を揃える目的から、比較的従業員規模の大きい民間事業所を対象にした「職種別民間給与実態調査」を参照としている。この調査の対象となる民間事業所の従業員規模は時点によって異なり、縮小傾向にあるといえる。2005年時点で対象となっていた民間事業所は企業規模100人以上かつ事業所規模50人以上であった。また今回の分析の対象となる2011年において、給与勧告で参照された「職種別民間給与実態調査」での調査対象は企業規模50人以上かつ事業所規模50人以上の民間事業所であった。

\*2 しかし両者の結果は女性労働者の規模間賃金格差について大きく異なり、玄田(1996)は観察できない能力差よりも職場訓練における規模間格差の重要性を指摘しているのに対し、奥井(2000)はほとんどが観察できない能力で説明できるとしている。

\*3 残念ながら、この調査は日本44では行われていなかった。

ムについて、これまでの先行研究はフルタイム労働者を対象にしたものであり、パートタイム労働者を含めた場合に公務員賃金プレミアムの傾向がどのようになるかはまだ分かっていない。

これらの日本に関する先行研究は学歴や経験年数など観察可能な属性のみを用いている。しかしこの手法では、観察できない能力等の人的資本が誤差項に含まれることで生じる欠落変数バイアスが指摘されてきた。例えば、公的部門の労働市場に参入するために適当な水準以上の人的資本が必要だとすれば、観察できる属性が同一の労働者であったとしても、推定される公務員賃金プレミアムは正の方向に過大に評価されるという問題である。これは民間部門と比べ、公的部門労働者のほうが人的資本水準が高い傾向にあるとき生じる。そのため、近年のマイクロデータを用いた先行研究では、この欠落変数問題への対処するためにいくつかの手法がとられている。例えば、Moulton (1990)、Belman and Heywood (2004)、Gittleman and Pierce (2012) は能力の代理変数として職種を詳細に制御する手法を採用している。または労働者が公的労働市場へ参入するか否かの選択モデルを定式化することで、欠落変数問題に対処したものとしては Gyourko and Tracy (1988)、Van Ophem (1993)、Dustmann and Van Soest (1998) がある。最近の手法としては、一卵性双子のデータを用いることで先天的な能力や家庭環境を固定効果として制御した Maczulskij (2013) がある。

先進諸国でのマイクロデータを用いた上で欠落変数問題に対処した実証研究の分析が多くある一方、日本での蓄積はまだ少なく観察できない能力に関する欠落変数問題にアクセスできた研究はまだ見当たらない。日本においては公的部門に就業するにあたり、同一の学歴であっても筆記試験などの能力選抜が課されることを考慮すれば、上記のようなバイアスが存在する可能性は十分にある。

そこで本章では、従来の日本の統計データでは観察できなかった能力データを制御して公務員賃金プレミアムを推定するために、PIAAC データを利用する。この調査データは、各国の成人を対象に、仕事や日常生活で必要とされる汎用的能力のうち「読解力」「数的思考力」「IT を活用した問題解決能力」の3分野の能力を直接測定することと、学校教育や職業訓練等が成人の能力形成との関連および成人の能力形成が様々な経済的・社会的アウトカムとどの程度関係しているか等を検証することを目的に行われている。また PIAAC 調査では、これらの能力水準だけでなく、仕事上での能力の使用頻度および非認知能力に関する調査も行っている。これらの変数は、公務員賃金プレミアムの推定に必要な欠落変数に相当すると考えられる。特に読解力と数的思考力については多くの公務員にとって必要な能力として、その能力に関連する試験が採用過程で課されている。また PIAAC で測られる能力が職務上の生産性もしくは賃金率に重要な役割を持つことは、従来の先行研究からも示唆されている。例えば、Hanushek et al. (2015) では、従来観察できなかった能力をこの調査から得ることで、改めて OECD 各国の労働市場におけるミンサー型賃金関数を推定し、それぞれの国において PIAAC で測られる能力について正の収益率が観察されたことを報告している。また川口 (2017) もミンサー型賃金関数を用いた推定を日米英の PIAAC データに適用し、日英における男女間賃金格差の1割から3割は PIAAC で測られる能力および仕事における能力の使用状況で説明できることを報告している。またミンサー型賃金関数を用いて大学院教育プレミアムを推定を行った Suga (2016) は、賃金関数を推定する際に生じる様々なバイアス要因を考慮する中で、認知能力の欠落変数バイアスにも言及している。複数のデータセットを用いることで様々なバイアスの軽減を試みた Suga (2016) の研究は認知能力の制御のために *piaac* データを用いている。そして Suga (2016) の分析においても、認知能力の制御によって大学院教育プレミアムの推定値が小さくなる

ことが報告されている。これらのことから PIAAC で測られる能力に関する変数が伝統的な賃金関数における欠落変数に相当するとすれば、これらの変数を制御することで公務員賃金プレミアムの推定量はより信頼性の高いものになると考えられる。

本章では PIAAC の日本データから得られたフルタイムおよびパートタイム労働者を含む労働者サンプルに対して、Nopo (2008) と Frölich (2007) によるセミパラメトリックな OB 分解に適用することで公務員賃金プレミアムの推定を行った。その結果として男性労働者サンプルについては、伝統的なミンサー型賃金関数から得られる推定値に、能力を観測できないために生じる正の欠落変数バイアスが観察された。男性労働者サンプルについてバイアスを取り除いて推定した公務員賃金プレミアムは、4% 程度であり、先行研究で報告されたものよりも小さい。一方、女性労働者サンプルについてはこのようなバイアスは統計的有意水準では認められなかった。この結果は女性の労働市場において公的部門または民間部門の少なくともいずれかの部門について人的資本水準と賃金率との間には、男性労働者のものよりも深刻な乖離が生じていることを意味する。また日本の民間部門労働市場において、能力では説明できない規模間賃金格差が存在することを確認した。このことから能力差では説明できない公務員賃金プレミアムは、公的部門労働者の賃金率が比較的規模の大きな民間部門事業所の賃金率を参照して決定される制度から生じていると考えられる。この仮説を裏付けるものとして、最後に公的部門労働者と事業所規模 50 人以上の民間部門労働者の比較によって公務員賃金プレミアムは観察されないことを確認した。

### 3.2 日本の公的部門労働者の賃金決定

公的部門労働者の雇用者は国家または地方自治体であり、利潤追求を目的としない。その点で利潤追求を目的とする企業に雇用される民間部門労働者とは異なる。そのため企業

が利潤追求した結果として、人的資本の蓄積量に応じて決まる個々の労働者の限界生産価値とその労働者個人の賃金が一致するという標準的な新古典派経済モデルの帰結を、公的部門の労働者に直接適用できない。そこで公的部門労働者の賃金を分析する前に、利潤追求を目的とする経済主体を想定する市場モデルから離れて、制度的な賃金決定の仕組みを確認する\*4。

日本における公務員は、国家公務員と地方公務員で構成される。まずどちらの公務員に対しても、公務員賃金決定の原則としてあげられるのは、給与法定主義の原則と情勢適応の原則、職務給原則および官民均衡原則である。(国家公務員法 63 条 28 条 62 条 64 条) 決定原則は次の 3 つの原則、1. 給与法定主義 (国家公務員法 63 条)、2. 情勢適応原則 (国家公務員法 28 条および地方公務員法 14 条、26 条) および官民均衡原則 (国家公務員法 64 条) 3. 職務給原則 (国家公務員法 62 条、地方公務員法 24 条) からなる。特に、情勢適応原則の具体的基準 (国家公務員法 64-2、地方公務員法 24-3) は生計費、民間賃金の動向および人事院の決定する適当な事情という 3 つの要素で構成される。民間賃金の動向は、毎年 4 月 1 日現在、人事院による民間賃金と国家公務員賃金との比較調査であるに基づき、官民格差が算出され、それが人事院勧告の基本データとされている。

国家公務員は一般職と特別職とに分類することができ、人事院の給与勧告は、国家公務員法および一般職の職員の給与に関する法律に基づき、一般職を国家公務員を適用対象としている\*5。また非常勤職員の場合、人事院勧告によって定額が定められる委員顧問参与を別として、その他の非常勤職員については、人事院勧告ではなく、各庁の長により「常勤職員の給与との権衡を考慮し、予算の範囲内で」決められる (給与法第 22 条 2 項)。次に、特

\*4 ここでは賃金決定の仕組みの確認は早川他 (2015) 第 1 章「公務員賃金決定と人事院勧告制度」と第 4 章「地方公務員の賃金」に依っている

\*5 一般職に属する国家公務員であっても、検察官、行政執行法人の職員は人事院勧告の適用を受けない。

別職の国家公務員の場合、特別職の国家公務員の給与に関する法律の他、国会職員法、裁判官報酬法、裁判所職員報酬法、防衛省給与法などの個別法によって給与が定められる。

地方公務員も国家公務員と同様に、議会の同意による各自治体の給与条例によって、給与が定められる。その一方で、国家公務員と異なる点は、国の労使関係上の対応窓口が各省庁の官房部局と人事院との二元的になっている事に対し、地方自治体の場合は労使関係上の対応窓口が一元的なために国と比べて一定の自律性がある\*6ことに加え、また財政規模の大きさなど自治体ごとの個別の事情に応じる必要性から、個別自治体ごと給与決定には相違がある。ただし、都道府県や政令指定都市に必ず置かれる人事委員会、または都道府県からの指導や出向を通じて人事院勧告水準の影響は受けている(早川他, 2015)。

また、国家公務員および地方公務員ともにその職務と責任に応じて給与が決定される職務給原則によって賃金決定がなされるが、ここでの職務とは係長や課長の職務といった給与の等級付けに使われる「級別標準職務表」において記載される職務であり、地方公務員法第24条2項の中で「できるだけすみやかに達成されなければならない」とされる職務評価を通じた職階制が想定する職務とは異なる。また職階制を規定した国家公務員法第29条から32条は、「能力・実績主義」(国家公務員法等の一部を改正する法律第2条関係規定)をうたった2007年の国家公務員法改正で削除されている。

### 3.3 使用データ

この節では、本章で関心を置くものを中心に、分析に用いたデータについて説明する。本章では、PIAAC 調査で測られた能力およびその使用状況と、従来のミンサー型賃金関数で

---

\*6 地方自治体であっても、ライスパイレス指数を根拠にした給与水準に関する国からの指導がなされているため、かつてみられた庁内の組合が強い一般的市町村においてき給与の上乗せや独自給料表の設定といった「賃金ドリフト」は少なくなっているとされる(早川他, 2015)。

用いられる共変量とを制御したうえでの、公的部門労働者と民間部門労働者との1時間当たり賃金率（対数）の平均的な差を推定する。具体的に用いる共変量は、認知能力とその使用状況および非認知能力といった変数に加え、Morikawa (2016)、Mizala et al. (2011) といった先行研究におけるミンサー型賃金関数で採用された性別、学歴、労働市場経験年数、フルタイム労働者ダミー、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー、事業所規模である。この節では PIAAC データの説明、使用した共変量および賃金に関する変数の作成方法と、公的部門労働者と民間部門労働者の定義、使用したサンプルの構成について説明する。PIAAC 調査は、OECD（経済協力開発機構）が進める国際比較調査である。この調査は、各国の成人を対象に、仕事や日常生活で必要とされる汎用的能力のうち「読解力」「数的思考力」「IT を活用した問題解決能力」の3分野の能力を直接測定することと、学校教育や職業訓練等が成人の能力形成との関連および成人の能力形成が様々な経済的・社会的アウトカムとどの程度関係しているか等を検証することを目的に行われている。日本においては2011年8月から2012年2月に標本調査の形で行われた。ここでは、住民基本台帳を抽出枠とし、層化二段階抽出法が行われた。住民基本台帳が抽出枠となるので、登録外国人及び不法滞在者は対象とならない。また、東日本大震災の被災地は調査地点から除かれている。日本においては、11,000人が対象者として抽出され、そのうち約5,200人が調査に参加した。

PIAAC では、学校教育や職業訓練に加え給与水準、職種や能力の使用状況といった「背景調査」、認知能力としての「読解力」「数的思考力」「IT を活用した問題解決能力」について調査している。この調査は、対象者の自宅等において、専用のパソコンを用いた対面方式の形で、調査員が以下の方法で行う。1. 「背景調査」は、調査員が質問項目を読み上げ、回答を入力する。2. 「読解力」「数的思考力」「IT を活用した問題解決能力」の調査は、対象

者本人がパソコンを用いて解答する。例外として、次にあげる3つの場合のいずれかに該当する対象者についてはパソコンを用いず、紙による調査を行う。まず「背景調査」で「コンピュータを使った経験がない」と回答した場合、次に対象者自らコンピュータ調査を拒否した場合、最後はコンピュータの導入試験で「不合格」となった場合である。これらの3点のいずれかに該当する対象者（これをCBA未回答者とする）である。このとき、「ITを活用した問題解決能力」の調査は行われず、PIAAC調査において「読解力」「数的能力」「ITを利用した問題解決能力」はそれぞれ設問の回答状況から500点満点の点数(Plausible value)で測定している。能力の測定では、前提とするモデルの選択によって点数が異なるため、それぞれのモデルに対して10個の指標が用意されている。本章では、これらの変数を基準化して使用する。まずVon Davier et al. (2009)に従い、10個のPlausible Valueの平均値をとる。次にHanushek et al. (2015)に従い国内平均が0、標準偏差が1となるように基準化する。以上の作業から読解力、数的能力、ITを利用した問題解決能力に関する指標をそれぞれ導出した。ITを用いた問題解決能力については測定対象になったサンプルと、CBA未回答者のため測定対象外となったサンプルが存在する。そこでITを用いた問題解決能力の基準化に際しては測定対象となったサンプルだけを用い基準化を行った。その後、測定対象にならなかったため欠損になったものを1とするCBA未回答者ダミーを設けた。以降の分析にITを用いた問題解決能力に関する変数を説明変数として用いる際には、説明変数にダミー変数を挿入したうえで、このダミー変数が1をとるものについての問題解決能力は0としている。

またPIAACでは、職務における認知能力の使用状況が経済的なアウトカムにどのような影響を与えるかを計測するため、背景質問から能力の使用状況を点数化している。本章では、このうち、職場でのICTスキルの使用頻度、数的能力の使用頻度、読解力の使用頻

度、筆記力の使用頻度をそれぞれ国内平均が0、標準偏差が1となるように基準化したものを用いる。それぞれの使用頻度に関する変数が欠損のものについては、能力のITを用いた問題解決能力に関する変数と同様、欠損ダミーを設けた上で、能力の使用頻度は0と与えた。また、PIAACでは非認知能力についても質問項目を設けている。ここではTong et al. (2015)を参考にして、忍耐力、社会的信頼、学習意欲についてそれぞれ主観的な評価に基づくダミー変数を作成した。Tong et al. (2015)はこれらの変数を管理職に必要なリーダーシップに関する非認知能力として用い、管理職になる確率に統計的に有意な影響を与えることを示している。まず背景質問のうち、「難しい問題を解決するのが好きだ。」に対し「当てはまる」または「非常に当てはまる」を選んだものについては1をとる忍耐力ダミーを作成した。次に「心から信頼できる人は数えるほどしかいない。」と「気をつけないと他人は私を利用する。」の双方に「同意できない」または「全く同意できない」を選んだものについては1をとる社会的信頼ダミーを作成した。最後に「私は新しいことを学ぶのが好きだ。」に「当てはまる」または「非常に当てはまる」を選んだものについては1をとる学習意欲ダミーを作成した。

本章で用いた賃金率に関する指標は、1時間当たりの労働所得（ボーナスを含む）である。これは、PIAACの背景質問の労働所得に関する回答からOECDが作成した指標である。本章の分析では、これを対数化したものを用いる。

次に学歴に関する変数について説明する。本章では、最終学歴を、中卒以下ダミー、高卒ダミー、短大・高専卒ダミー、大卒ダミー、大学院ダミーという5つのダミー変数にして使用する。

本章で用いる労働市場経験年数は背景質問の「合計すると、約何年間報酬を得て仕事をしていましたか」から定義した実際の労働市場経験年数である。

仕事に関する背景質問で本章で用いるものは以下のとおりである。パートタイム労働者について、背景質問から現在の状態が「非常勤・パートタイム」であると答えたものを1とするパートタイム労働者ダミーを作成した。職種については、ISCO08の大分類を用いた。その内訳は1. 管理職、2. 専門職、3. 技師、准専門職 4. 事務補助員および5. サービス・販売従事者、6. 農林漁業従事者、7. 技能工及び関連職業の従事者、8. 設備・機械の運転・組立工、9. 単純作業の従事者である。本章での分析では、これらの分類から作成した職種ダミーに加え認知スキルの使用状況から職種の特性を制御することになる。また自衛隊に所属すると考えられる0. 軍人に属するものについてはサンプルから除外した。また、PIAACでは仕事から得られる満足度を質問項目として設けている。

回答者の居住地について、PIAACの日本版データでは、10分類の地域属性が付随されている。それぞれJPA（北海道）、JPB（青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県）、JPC（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、JPD（茨城県・栃木県・群馬県・山梨県・長野県）、JPE（新潟県・富山県・石川県・福井県）、JPF（岐阜県・静岡県・愛知県・三重県）、JPG（滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県）、JPH（鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県）、JPI（徳島県・香川県・愛媛県・高知県）、JPJ（福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県・沖縄県）である。本章では、これを基にそれぞれの居住地に対応するダミー変数を作成した。

本章で用いたサンプルは、PIAAC日本版の回答者のうち、公的部門労働者および民間部門労働者について20歳以上60歳未満のものを使用する。本章で用いるサンプルは雇用されている労働者を対象とするため、コンピュータベース、紙ベースいずれかに回答している対象者から、現在従業員として働いていると回答したものをを用いる。ここでは、公的部門労働者と民間部門労働者は、PIAACの背景調査の質問項目「あなたは次のうち、どの部

門で働いていますか。」に対する回答で識別した。この質問への回答の選択肢は、1. 民間部門（たとえば一般企業）、2. 公共部門（たとえば地方自治体や公立学校）、3. 非営利組織（たとえば公益法人、職能団体、宗教団体）の3つである。ここでは、このうち1. 民間部門と回答したものを民間部門労働者、2. 公共部門と回答したものを公的部門労働者と定義する。3. 非営利組織に属するものはサンプルから除外する。また職業分類で0. 軍人に属する者および回答時に在学中の者は取り除いている。これの制約に加えて、公的部門労働者、民間部門労働者についてそれぞれ全体の賃金率に関して1百分位以下および99百分位以上のものは外れ値として除外した。最後に労働市場経験年数が46年以上のものはサンプルから除外することで分析に用いるサンプルを構成した。

3.1 は男性についての背景質問から得られた変数の記述統計である。公的部門労働者の1時間当たり賃金率2,764円は民間部門労働者の賃金率2,061円に比べて、およそ703円高く、これは対数ポイントで0.30ポイントの差に相当する。また労働市場経験年数や教育水準といった通常のミンサー型賃金関数で人的資本の蓄積を表す変数も公的部門労働者の方が高い水準である。まず労働市場経験年数が公的部門の方が3年ほど高く、大卒以上の労働者が占める割合も民間部門が37パーセント対して、公的部門は66パーセントである。

3.3 でみる女性に関する背景質問の記述統計から概観できる公的部門と民間部門との違いはおおよそ男性と同じである。1時間当たりの賃金率は公的部門で1,699円、民間部門で1,263円であり、その対数ポイント差はおおよそ0.30ポイントである。労働市場経験年数差も公務員労働者の方が3年ほど高い。教育水準についてみると、大卒以上の労働者が占める割合は、それぞれ男性より小さいものの、公的部門で42パーセント、民間部門で18パーセントと女性サンプル間でみれば公的部門の方が大きい。

3.2 は男性について、認知能力とその使用状況および非認知能力の記述統計である。読

解力、数的思考力といった認知能力は公的部門労働者の方がより高い。このような差には、3.1 でみた教育水準の差が反映されていると解釈できる。またこれらの認知能力使用状況を比較すると読解力、筆記力の使用状況に大きな差がある。このような傾向は認知能力およびその使用状況の分布からも見てとれる(3.1)。これらのことから公的部門労働者は民間部門労働者に対し読解力が高く、実際の職務でも読解力が重要な仕事に従事していることが見て取れる。このような違いが、職務労働から生産されるサービスの量・質の差を生み出し、労働の対価としての賃金率の差の源泉になっている可能性がある。一方、ITを活用した問題解決能力および非認知能力には大きな差は見取れなかった。

3.4 は女性について、認知能力とその使用状況および非認知能力に関する記述統計である。こちらも男性と同様、読解力と数的思考力について公的部門と民間部門で大きな差がみられる。そして、公的部門の職務においては民間と比べ読解力や筆記力の活用が重要であることも男性と同様である。このような傾向は認知能力およびその使用状況の分布からも見てとれる(3.2)。またITを活用した問題解決能力および非認知能力については、読解力や数的思考能力ほどのはっきりとした差は見受けられなかった。

### 3.4 推定手法

本章の目的である公務員賃金プレミアムを推定のため、ここでは Rosenbaum and Rubin (1983) によって提唱された傾向スコアマッチングを用いた OB 分解を行う。Rosenbaum and Rubin (1983) によって提唱された傾向スコアマッチング法は通常、平均処置効果を測定することを目的として、処置群と同様の共変量の分布をもつ制御群を識別するための手法である。Frölich (2007)、Ñopo (2008) の研究は傾向スコアマッチング法を、平均処置効果の推定という目的のみならず 2 つのグループ間における賃金差を共変量の分布差とそれ

では説明できない賃金差とに分解する、いわば賃金関数に仮定を置かないセミパラメトリックなOB分解として利用できることを示した。本章では傾向スコアマッチングを用いることでラテンアメリカ諸国の公務員賃金プレミアムを実際に推定したFrölich (2007)の手法に倣い、分析を進める。

Frölich (2007)の手法は、公的部門ダミー  $G = 1$  をとる公的部門労働者を処置群、 $G = 0$  をとる民間部門労働者を対照群とみなして、この公的部門ダミーを被説明変数、人的資本に関する変数による共変量ベクトル  $X$  を説明変数としたロジット回帰に基づく傾向スコア  $p = P(X)$  の算出を行うところから始まる。この傾向スコア  $p$  は、ロジット回帰から得られた公的部門ダミーが1をとる確率である。

Frölich (2007)は、この傾向スコアの分布について、公的部門労働者と民間部門労働者それぞれの確率密度関数  $f_1(p)$  および  $f_0(p)$  が存在することに着目する。実際にはマッチング分析の都合上、比較対象をもたないような極端な傾向スコアを持つサンプルをコモンサポート外のサンプルとして除外する。こうして作成されるコモンサポート  $S$  内の公的部門労働者と民間部門労働者サンプルについて、それぞれの確率密度関数  $f_1^S(p)$ 、 $f_0^S$  を定義する。ここでコモンサポートの定義について言及すると、対照群の傾向スコアの上限と下限をそれぞれ  $p^{\min}$ 、 $p^{\max}$  とすれば、コモンサポート  $S$  は  $\{S : p \in [p^{\min}, p^{\max}]\}$  と定義される。すなわち処置群のうち、傾向スコアが下限を下回るものと上限を上回るものはコモンサポート外のサンプルとして扱う。

このコモンサポート  $S$  内における公的部門労働者と民間部門労働者との平均的な賃金差  $\Delta_S$  は次のように書ける。

$$\begin{aligned}\Delta_S &= E_S [Y_1|G = 1] - E_S [Y_0|G = 0] \\ &= \int_S E [Y|P(X) = p, G = 1] f_1^S(p) dp - \int_S E [Y|P(X) = p, G = 0] f_0^S(p) dp \quad (3.1)\end{aligned}$$

ここでの  $Y_1$ 、 $Y_0$  はそれぞれの潜在的なアウトカム変数として、具体的には公的部門および民間部門に雇用されたときの対数賃金率を表す。Frölich (2007) は反実仮想的なアウトカム変数の期待値について、以下のように書ける事を賃金差の分解に利用した。

$$E_S [Y_0|G = 1] = \int_S E [Y_0|P(X) = p] f_1^S(p) dp \quad (3.2)$$

この反実仮想的なアウトカム変数についての期待値を用いて、公的部門と民間部門との平均的な賃金差  $\Delta_S$  は、傾向スコアで表現される共変量の分布の差  $\Delta_x \equiv \int_S E [Y|P(X) = p, G = 0] (f_1^S(p) - f_0^S(p)) dp$  と、共変量の収益率の差  $\Delta_r \equiv \int_S (E [Y|P(X) = p, G = 1] - E [Y|P(X) = p, G = 0]) f_1^S(p) dp$  とに分解できる。

$$\begin{aligned}\Delta_S &= E_S [Y_1|G = 1] - E_S [Y_0|G = 0] \\ &= \int_S E [Y|P(X) = p, G = 1] f_1^S(p) dp - \int_S E \{Y|P(X) = p, G = 0\} f_0^S(p) dp \\ &= \int_S E [Y|P(X) = p, G = 0] (f_1^S(p) - f_0^S(p)) dp \\ &\quad + \int_S (E [Y|P(X) = p, G = 1] - E [Y|P(X) = p, G = 0]) f_1^S(p) dp \\ &= \Delta_x + \Delta_r \quad (3.3)\end{aligned}$$

この式の第1項は傾向スコアで表現された人的資本に関する共変量の分布の違いを意味

し共変量効果  $\Delta_x$  と呼ぶ。共変量効果は仮に公的部門と民間部門労働者間で共変量の分布に差異がなければ0となる。第2項は、人的資本に関する共変量の収益率の違いを意味し収益率効果  $\Delta_r$  と呼ぶ。仮に公的部門と民間部門との間に収益率の違いがないとすればこの収益率効果は0となる。公的部門労働者を処置群とみなして傾向スコアマッチングを行った際に得られる処置群における平均処置効果 (ATT) は、この収益率効果の一致推定量となることが Frölich (2007) によって示されている。また、この収益率効果は人的資本に関する共変量の違いを制御してなお残る賃金差の平均値を表すものであることから、本章ではこの傾向スコアマッチングから得られる ATT を公務員賃金プレミアムの推定値と定義する。

本章では上記の結果を踏まえ、Frölich (2007) および傾向スコアマッチング法の手順を詳細に述べた Caliendo and Kopeinig (2008) に従いながら、カーネルマッチング推定を用いて収益率効果としての ATT の推定を行う。

傾向スコアマッチングを用いて共変量効果と収益率効果を識別するためには2つの重要な仮定があり、それを極力保証するために以下のような手続きを行った。最初の仮定は、傾向スコアによって条件づけたもとでは、潜在的なアウトカム変数と公的部門ダミーは独立でなければならないというものである。この条件を極力満たすため、本章では従来のミンサー型賃金関数の推定で用いられる共変量に加え、PIAACで測られる読解力、数的思考力、ITを用いた問題解決力といった認知能力および職務上におけるそれら認知能力の使用状況、主観的な指標に基づく忍耐力、社会的信頼、学習意欲といった非認知能力といった幅広い共変量を制御する。もう一つの仮定は、オーバーラップに関する仮定である。これは、傾向スコアの分析において共変量の値が完全に雇用部門を予測することがないようという仮定で、コモンサポート内について共変量  $X$  で条件づけられた傾向ス

コア  $P(X)$  について  $0 < P(X) < 1$  を意味する。この種の仮定は、傾向スコアマッチングに関する文献において標準的なものである。この仮定を保証するため、本章では共変量効果および収益率効果の推定は、使用サンプルのうちコモンサポート内の観測値に限定して行う。またマッチングに使用できないコモンサポート外の観測値を扱うため、本章では  $\check{N}$ opo (2008) による整理を用いる。この整理方法は、具体的には共変量効果と収益率効果に加え、処置群、対照群それぞれにおけるコモンサポート内外の賃金差を表す  $\Delta_1 = E[Y_1|G=1] - E_S[Y_1|G=1]$ 、 $\Delta_0 = E_S[Y_0|G=0] - E[Y_0|G=0]$  を設ける。これによって、コモンサポート内外を含めたサンプル全体における公的部門と民間部門との平均賃金差  $\Delta = E[Y_1|G=1] - E[Y_0|G=0]$  について、 $\Delta = \Delta_0 + \Delta_x + \Delta_r + \Delta_1$  と整理する。本章では、 $\Delta_1 + \Delta_0$  は、サンプル全体における平均賃金差からコモンサポート内の平均賃金差を差し引くことで推定する。

本章では以上の方法を基に、男女それぞれのサンプルについて、1時間当たり賃金率（対数）をアウトカム変数とした分析を行う。以上のサンプルに対し、それぞれ制御する共変量で定義される4つのモデルでカーネルマッチングを行う。モデル1は学歴、労働市場経験年数およびその二乗項、パートタイムダミー、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミーを共変量とする。モデル2は、モデル1の共変量に加え、読解力、数的思考力、ITを活用した問題解決能力、CBA未回答ダミーという認知能力の指標を共変量として加える。モデル3では、モデル2の共変量に、さらに読解力の使用頻度、筆記力の使用頻度、数的思考力の使用頻度、ICTスキルの使用頻度および使用頻度の欠損ダミーという認知能力の使用状況を共変量として加える。最後にモデル4では、モデル3の共変量に対して忍耐力、社会的信頼、学習意欲を追加的な共変量として用いる。

### 3.5 推定結果

ここでは男性と女性サンプルそれぞれに対して、アウトカム変数を1時間当たり賃金率(対数)、公的部門労働者を処置群、民間部門労働者を対照群とみなしてカーネルマッチング推定を行い、処置群における平均処置効果(ATT)を推定し、Frölich (2007)、Ñopo (2008)による分解を行った結果について説明する。このATTが、本章での公務員賃金プレミアム $\Delta_r$ に相当する。

この分析では男性女性それぞれに対し、制御する共変量で定義される4つのモデルでカーネルマッチングを行う。Model1で用いる共変量はMizala et al. (2011)による学歴ダミー、労働市場経験年数およびその二乗項、有配偶者ダミー、パートタイム労働者ダミー、職種ダミー、地域ダミーという伝統的なミンサー型賃金関数で用いられる人的資本に関する変数である。Model2は、Model1の共変量に加え、読解力、数的思考力、ITを活用した問題解決能力、CBA未回答ダミーという認知能力の指標を共変量として加える。Model3では、Model2の共変量に、さらに読解力の使用頻度、筆記力の使用頻度、数的思考力の使用頻度、ICTスキルの使用頻度および使用頻度の欠損ダミーという認知能力の使用状況を共変量として加える。最後にModel4では、Model3の共変量に対して忍耐力、社会的信頼、学習意欲を追加的な共変量として用いる。それぞれのモデルの結果を比較することで、伝統的な賃金関数で用いられる共変量に、PIAACで測られる能力の水準を加えることによって公務員賃金プレミアムがどれだけ変化するかを確認する。

傾向スコアの算出については、上記それぞれのモデルの共変量を用いて、公的部門ダミーが1をとる変数を被説明変数としたロジット分析を用いた。民間部門労働者のうちについて対応する職種が公的部門労働者には存在しないサンプルは、ATTの推定からは除外し、コ

モンサポート外のサンプルとして扱った。そのうえで、コモンサポートの定義は、Frölich (2007) に従い、それぞれのモデルについてロジット回帰から算出された対照群の傾向スコアの上限と下限をコモンサポートとした。カーネルマッチングを実行にするにあたり、Silverman (1986) の rule of thumb 法で計算されるバンド幅  $h$  のエパネチコフ・カーネルを利用した。男女それぞれの Model1、Model2、Model3、Model4 毎で定義されるコモンサポート内における処置群と対照群の重複を示すため、処置群 (treated) と対照群 (control) に選ばれたサンプルに与えられた傾向スコアの分布を男性については図 3.3、女性については図 3.4に図示した。

傾向スコアを用いたマッチングを正確に行うためには、処置群と対照群との共変量の分布を極力揃えることが必要とされる。この目的から、Standardized Bias について Mean Bias と Median Bias をそれぞれモデルごとに計算している。Caliendo and Kopeinig (2008) のサーベイによれば、マッチング後の Standardized Bias が 3% ないし 5% 以下になっていれば、多くの研究では十分比較可能とされているとみなしている。本章の結果においても、男性女性それぞれについて Model1、Model2、Model3、Model4 すべてについて処置群と対照群は十分比較可能であると判断できる。

本章の主要な結論は表 3.5 から導かれる。これはフルタイムとパートタイム労働者をすべて含んだサンプルを対象に分析を行った結果である。まず男性サンプルについて Model1 という伝統的な賃金関数で使用される共変量のみを用いた推定によると ATT は 0.0980 対数ポイントである。一方、さらに PIAAC で観測された能力を共変量として、まず認知能力を追加的に制御すると 0.0670 と大きく減少する。この説明変数を追加することで ATT が小さくなる現象は、能力の使用頻度を加えた Model3、非認知能力を加えた Model4 でも観測され、最終的には ATT は Model4 の 0.0479 対数ポイントと半分以下となる。これらの

ATT は、公的部門労働者と、それと同程度の人的資本水準を持つ民間部門労働者との賃金差を意味し、人的資本水準では説明できない公務員賃金プレミアムと解釈できる。そして Model1 と Model2 とで公務員賃金プレミアムの推定に大きな違いが生じたことは、データとして観測できない能力を制御しないと公務員賃金プレミアムの値は大きくなるという正のバイアスがあることを示唆する。一方、女性サンプルについて Model1 と Model2 との違いは、男性サンプルほど大きくなかった (Model1 では 0.0589、Model2 では 0.0585)。このことは、公的部門と民間部門との賃金決定に関する労働市場の構造の差異が、男性労働者と女性労働者でそれぞれ異なることを示唆する。

ここまで、人的資本水準を制御したうえでの公的部門と民間部門労働者との賃金差である公務員賃金プレミアムの測定について、伝統的な賃金関数アプローチでは制御することが困難であった能力を直接観察できる PIAAC データを用いることで計測した。その結果、男性サンプルにおいて公務員賃金プレミアムは 0.0479 対数ポイントであり、これは公的部門労働者は人的資本水準を制御しても 4.8 パーセントほど 1 時間あたり賃金率が高いことを意味する。一方、女性サンプルでは公務員賃金プレミアムは 0.0449 ポイントであり、公的部門労働者は人的資本水準を制御しても 4.5 パーセントほど 1 時間あたり賃金率が高い。

## 3.6 考察

### 3.6.1 男女間のプレミアム差

今回の分析で得られた公務員賃金プレミアムを日本における先行研究と比較すると男女のプレミアム差に違いがある。2007 年の就業構造基本調査を用いた Morikawa (2016) では、フルタイムで働く正社員を対象に、年収を被説明変数としたミンサー型賃金関数につい

て、公務員ダミー、教育水準、年齢、勤続年数、職種、労働時間を共変量として用いた推定を行った。その結果、Morikawa (2016) の Table2 によると、男性では 0.0725 対数ポイント、女性では 0.3067 対数ポイントという公務員賃金プレミアムが得られ、女性の方が男性よりもプレミアムが高いということを指摘している\*7。この背景として Morikawa (2016) は、民間部門における女性の処遇が公的部門と比べて十分でないという男女間差別が存在する可能性\*8と、男女間差別があるために女性には男性に比べ公的部門を選択するインセンティブが強くセレクション効果が働く可能性があるという 2 点を指摘している。しかし本章の結果を振り返ると、フルタイム労働者とパートタイム労働者をプールしたサンプルを用いて推定した公務員賃金プレミアムは、能力を制御しない Model1 では男女でプレミアムの大小が先行研究と比べ逆転している。

この結果の背景には、公的部門におけるパートタイム労働者とフルタイム労働者との賃金待遇差が関わっているといえる。本章で用いたサンプルは先行研究と異なり、フルタイム労働者に加えてパートタイム労働者も含んでいる。このパートタイム労働者は、民間部門女性サンプルの内およそ 50%、公的部門女性サンプルの内 35% と多くの割合を占める。男性サンプル（民間部門 10%、公的部門 4%）と比べ、女性労働者に占めるパートタイム労働者の割合は大きく異なるため、彼女らが直面するパートタイム労働者における賃金構造の官民差が結果に影響を及ぼすことになる。そこで表 3.6 と表 3.7 のように、サンプル

\*7 Morikawa (2016) の Table5 では、Neumark (1988) による OB 分解を用いた公務員賃金プレミアムが報告されている。しかし、この手法から得られる収益率効果を、共変量の分布差では説明できない賃金差としての ATT 推定値として用いる場合にはその値には 0 方向へのバイアスがあることが Elder et al. (2010) によって示されている。これは共変量では説明できないとされる残差変動を最小化しようとする最小二乗法における欠落変数問題から生じる。回帰モデルに含まれない欠落変数によってグループ間で賃金差が生じる場合、その賃金差は観察可能な変数のグループ間差によって過剰に説明されることになる。一方、Morikawa (2016) の Table2 のように回帰モデルに公的部門労働者ダミーを用いることで上記のバイアスが軽減されることが Elder et al. (2010) で示されている。

\*8 Ehrenberg and Schwarz (1986) によるサーベイ論文によると、男性よりも女性のプレミアムが高い傾向は多くの国の先行研究でも確認されており、その背景として公的部門における男女間の待遇差別が民間部門と比べて小さい可能性が指摘されている。

をフルタイム労働者とパートタイム労働者に分割した上で、男女別の公務員賃金プレミアムを推定した\*9。フルタイム労働者の公務員賃金プレミアムについて Model1 の推定結果をみると、男性で 0.0859、女性で 0.1090 であり、女性の方が男性より賃金プレミアムが高いという先行研究と同様の結果が得られた。また、特筆すべき点として能力を制御した Model2 に基づく推定でも、女性の賃金プレミアムは 0.0970 とさほど小さくならなかった。この傾向はさらに能力の使用状況を制御した Model3(0.0901) および非認知能力を制御した Model4(0.0849) でもみてとれる。このことは男性のプレミアムのプレミアム (0.0601) と対照的であった。フルタイム労働者における女性の公務員賃金プレミアムが能力を制御しても頑健であるということは、フルタイム労働者における男女間差別の度合いが大きい可能性が考えられる。一方、女性のパートタイム労働者における公務員賃金プレミアムは Model1 で-0.0140、Model4 で-0.0383 と非常に小さい。このことから、本章における Model1 に基づく推計で女性の公務員賃金プレミアムが男性のそれを下回ったのは、パートタイム労働者の賃金構造が反映されたためであるといえる。まず、パートタイム労働者の女性の賃金プレミアムの平均値はフルタイム労働者と比べて小さい。このような賃金構造が反映されるため、本章のようにサンプル構成にパートタイム労働者を含む分析を行うと、フルタイム労働者のみを対象とした分析よりも、女性の公務員賃金プレミアムの推定値は小さくなる\*10。

このような賃金構造やパートタイム労働者比率の違いも男女間の雇用形態に対する選好

\*9 公的部門に属する男性パートタイム労働者サブサンプルのサンプルサイズが十分でないため、女性パートタイム労働者についての結果のみ報告している。

\*10 今回用いたサンプルについて、女性パートタイム労働者のうち公的部門に雇用されているものの職業は、決して民間と比べて特殊な職業ではない。国際標準職業分類 ISCO-08 の細分類に基づき、その内訳をみると割合の大きいものから一般事務員 (4110、21%)、保育従事者 (5311、12%)、医療補助員 (5321、6%)、看護専門職 (2221、4%)、受付係 (4226、4%)、在宅個人看護業の従事者 (5322、4%)...といった民間部門と十分比較可能な職業で大部分が構成されている (カッコ内は ISCO-08 コード、女性パートタイム労働者全体からの公的部門労働者の内訳)。この比較可能性を考慮して、第4節の分析においてパートタイム労働者をサンプルから除外しなかった。

の差異で説明できる余地がある一方、上林 (2015) や上林 (2013) は公的部門であっても、常勤の職員に限りがあることから職務の増加に対して常勤職員と非常勤職員の仕事に割り当ての必要性が生じ、割り当ての際に女性が優先的に賃金率の低い非常勤職員へと割り当てられるという間接差別が存在する可能性を指摘している。本章における雇用形態の分類は、回答者の自己申告によるフルタイム労働者とパートタイム労働者という分類であり、上林 (2015) や上林 (2013) が参照した常勤・非常勤の分類とは一致していないが、公的部門労働者においても雇用形態による間接差別が存在する場合、公務員賃金プレミアムの推定およびその男女差に影響していることも考えられる\*<sup>11</sup>。労働市場の効率性の観点から言えば、上記で指摘したような割り当てが生じているかどうかを検討することは重要であり、今後の課題であるといえる。

それでは能力を制御した際、公的部門労働者における男女間の賃金格差および民間部門労働者における男女間賃金格差はどうなるか。表 3.8 は (1) 公的部門労働者 (フルタイム労働者)、(2) 民間部門労働者 (フルタイム労働者)、(3) 民間部門労働者 (フルタイム労働者：企業規模 50 人以上)、(4) 公的部門労働者 (雇用形態計)、(5) 民間部門労働者 (雇用形態計) という 5 つのサブサンプルを用いて、女性労働者と男性労働者との対数賃金差に対し、表 3.4 のモデル 4 で用いた共変量\*<sup>12</sup>を制御して、アウトカム変数を 1 時間当たり賃金率 (対数)、女性労働者を処置群、男性労働者を対照群とみなしてカーネルマッチング推

\*<sup>11</sup> 対象となる年代およびデータが本章とは異なるものの永瀬 (1997) では民間部門女性正社員と民間部門女性パートタイム労働者の賃金格差が補償賃金格差で説明できないこと、不本意にその雇用形態を選んだとする非自発的パートタイム労働者がパート労働者の 15% を占めること、中高年・低学歴・長時間労働者が非自発的パート労働者になりやすいことから、民間部門における正社員への割当てがパートタイムと正社員との賃金格差を生じさせる可能性を指摘している。このような割り当てが、公的部門労働市場でも存在するとすれば、公務員賃金プレミアムの男女差にも影響を与えることになる。

\*<sup>12</sup> 学歴、労働市場経験年数およびその二乗項、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー、読解力、数的思考力、IT を活用した問題解決能力、CBA 未回答ダミー、読解力の使用頻度、筆記力の使用頻度、数的思考力の使用頻度、ICT スキルの使用頻度および使用頻度の欠損ダミーという認知能力、忍耐力、社会的信頼、学習意欲を共変量として用いた。雇用形態計のサブサンプルを用いた表 3.8(4) および (5) ではこれらの共変量にパートタイム労働者ダミーを加えている。

定を行い、Frölich (2007)、Ñopo (2008) による分解を行った結果である。一般的に男性よりも賃金率が低い女性労働者を処置群としたため処置群における平均処置効果 (ATT) は負の値をとるが、この絶対値は女性労働者と男性労働者との能力では説明できない賃金差を表す。フルタイム労働者に限ってみれば、公的部門労働者においては-0.13 対数ポイント程の統計的には有意ではない ATT が観察された。点推定の値だけをみれば、これは女性の方が能力では説明できない要因で平均的に 13% ほど賃金率が低いことを意味する。この値は、民間部門労働者 (フルタイム労働者) における-0.12 対数ポイント程度と同程度である。

ただし、雇用形態計のサブサンプルを用いた表 3.8 (4) および (5) をみると、公的部門労働者 (雇用形態計) の ATT はおよそ-0.28 対数ポイントと、民間部門労働者 (雇用形態計) のおよそ-0.21 対数ポイントと比べ、0.07 ポイント異なる。表 3.8 (4) 公的部門労働者 (雇用形態計) は雇用形態計でみた公的部門労働者における男女間賃金格差を示している。これは女性パートタイム労働者とマッチングされるべき男性パートタイム労働者のサンプルサイズが十分でないため注意が必要だが、公務員賃金プレミアムの恩恵を受けることができない女性パートタイム労働者の存在がこのような民間部門より大きな男女間賃金格差をもたらしていると考察される。

### 3.6.2 従業員規模を制御した先行研究との比較

また人事院 (2006) では男性サンプルについて企業規模 100 人以上かつ事業所規模 50 人以上の民間労働者と国家公務員とを比較することで、能力を制御せずとも非常に小さい公務員賃金プレミアムの推定値を得ている。この比較対象となる民間労働者の企業または事業所規模を制御することで比較的小さい公務員賃金プレミアムが得られることは Morikawa (2016) でも確認されている。

この原因として、玄田 (1996) や奥井 (2000) が指摘する規模間賃金格差が考えられる。これまで日本のデータを用いた分析では、大企業と中小企業の賃金格差が存在し、これは労働者の年齢、学歴、勤続年数といった観察可能な属性の影響を取り除いても規模間賃金格差として残存することが知られている。この規模間賃金格差は通常のデータでは観察できない能力差によるものかという問いに対して、玄田 (1996) と奥井 (2000) は、企業規模が変化する転職者の情報を用いることで観察できない能力を制御してもなお規模間賃金格差が残るといふ分析結果を得た<sup>\*13</sup>。また公的部門労働者の賃金決定に大きな影響力をもつ人事院勧告において、民間労働者賃金率の参考資料として参照される職種別民間給与実態調査は、2011年時点では企業規模50人以上事業所規模50人以上の民間部門労働者を対象としている。そのため、公的部門労働者の賃金が、比較的大きな事業所の労働者と均衡するように設定されるとすれば、それよりも小規模な事業所に雇用される民間部門労働者との間には、能力では説明できない公務員賃金プレミアムが生じることになる。

上記の仮説を検証するため、表 3.9 および表 3.10 ではフルタイム労働者を対象に、公的部門労働者を処置群として固定した上で、対照群を (1) 事業所規模50人以上の民間部門労働者、(2) 事業所規模50人未満の民間部門労働者としたそれぞれの場合について Frölich (2007) による分解を行った。いずれも ATT を推定するために人的資本に関する共変量の分布を公的部門労働者のものに基準化して推定している。表 3.9 を見ると Model1 から Model4 いずれの場合も従業員規模比較的大きな事業所に勤務する労働者を対照群に設定すると小さい ATT が推定される。特に対照群を事業所従業員規模50人以上にした時、能力を制御した Model4 に基づく ATT は、男性で-0.0138、女性で-0.0013 とほとんど0に

<sup>\*13</sup> しかし両者の結果は女性労働者の規模間賃金格差について大きく異なり、玄田 (1996) は観察できない能力差よりも職場訓練における規模間格差の重要性を指摘しているのに対し、奥井 (2000) はほとんどが観察できない能力で説明できるとしている。

近い。そのため、人事院勧告が比較対象に設定する従業員規模 50 人以上の民間部門労働者と比較対象とすれば公的部門労働者の賃金率が均衡するという先行研究の結果は今回の分析でも得られた。

しかし一方、50 人未満の事業所に務める民間部門労働者を対照群とした場合、ATT は非常に大きい。具体的な数字をみると、能力を制御しない Model1 では男性では 15%、女性では 17% ほど公的部門労働者は高い賃金を得ていることになる。また能力を制御した Model4 でもみても、男性では 9%、女性では 19% のプレミアムが計測された。能力を制御しても高い ATT が観測されたということは、能力では説明できない規模間賃金差が民間部門労働者に存在していることを意味する。以上のことから、公的部門労働者の賃金に影響をもつ人事院勧告が比較的規模の大きい事業所の民間部門労働者の賃金体系を参照していることを考えると、公的部門労働者の賃金決定を比較的事業所規模が大きい民間部門労働者とは均衡する。しかし一方、規模が小さい事業所の民間労働者と公的部門労働者との間に人的資本では説明できない賃金格差が生じたと考えられる。

### 3.6.3 Oaxaca-Blinder 分解との比較

次に公務員賃金プレミアムについて線形賃金関数を用いて計測した結果との比較を行う。この目的に沿って、まず本章で用いた共変量について線形賃金関数を用いた OB 分解によって公務員賃金プレミアムを推定する。ここで得られた推定量を、セミパラメトリックな手法で得られた公務員賃金プレミアムと比較することでバイアスの大きさを測定する。公務員賃金プレミアムの測定手法についてサーベイした Gregory and Borland (1999) によると、測定手法として OB 分解を用いる際、公的部門と民間部門労働者をプールして線形回帰を行う Pooled-OLS ベースと、公的部門と民間部門とを分けてそれぞれ線形回帰を行う

Separated-OLS ベースの2つの手法がある。Pooled-OLS と Separated-OLS との違いは、人的資本に関する共変量の収益率が各部門で等しいという仮定の有無である。人的資本に関する共変量  $X$  の収益率  $\beta$  が各部門で等しいと仮定する Pooled-OLS ベースでは、公的部門と民間部門それぞれの期待賃金率について公的部門ダミー  $G_i$  を含む以下の線形賃金関数を想定する。

$$Y_{gi} = G_i\delta + X_i\beta + u_{gi} \quad (3.4)$$

一方、Separated-OLS ベースでは、人的資本の収益率が各部門間で違うことを想定し、公的部門と民間部門それぞれの期待賃金率は、(5) 式のように人的資本の収益率に各部門が異なることを想定する。

$$Y_{gi} = G_i\delta + X_i\beta_g + u_{gi} \quad (3.5)$$

これらの賃金関数のもとで、公務員賃金プレミアムを指す公的部門を処置群としたときの平均処置効果 (ATT) は Pooled-OLS では  $\delta$ 、Separated-OLS では  $\delta + \overline{X}_1(\beta_1 - \beta_0)$  として計算される。表 3.11 では、第 4 節における Rosenbaum and Rubin (1983) の手法として傾向スコアマッチングから得られる ATT と、同様の共変量を用いた Separated-OLS によって測定された ATT(OBestimates) を比較したものである。第 4 節と同様に Model1 では、学歴ダミー、労働市場経験年数およびその二乗項、有配偶者ダミー、パートタイムダミー、職種ダミー、地域ダミーを共変量として用いた。また Model2 では、Model1 の共変量に加え、認知能力、仕事における認知能力の使用状況、非認知能力を共変量とした。また比較のため使用するサンプルは民間部門労働者サンプルの傾向スコアの上限と下限で定義されるコモンサポート内に限定した。表 3.11 を見ると、伝統的な賃金関数で用いられる共変量を用いた Model1 から得られた ATT については男女いずれも、線形賃金関数によるものとセミパラメトリックな手法によるものと比較しても推計値の大きさはあまり変

わらない。その一方で男性サンプルについて Model2 のように PIAAC で測られる能力とその使用状況を共変量として用いる場合、セミパラメトリックな手法によって推計される ATT は、線形賃金関数の推定量に基づくものよりも小さくなる。しかし、傾向スコアマッチングで推定された ATT と Separated-OLS から推定された ATT との間に統計的に有意な差 (diff\_in\_estimates) は観察されなかった。ただし、点推定に基づく差は、男性においては Model2 で 0.02 対数ポイント、Model3 で 0.01 対数ポイント、Model4 で 0.01 対数ポイントと、傾向スコアマッチングで推定された ATT と比較して決して小さくない。そのため、賃金関数の線形性を仮定することによって生じる定式化の誤りバイアスの危険性をここで言及しておく。

定式化の誤りバイアスの危険性にも関わらず、Oaxaca-Blinder 分解による各変数の賃金差への貢献を計測することは、欠落変数バイアスの要因を特定するための情報をもたらす。Separated-OLS に基づく Oaxaca-Blinder 分解では民間部門における賃金関数の係数  $\beta_0$  と共変量の平均値差  $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)$  の積である  $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)\beta_0$  を計算する<sup>\*14</sup>ことで各共変量の賃金差への貢献を測定することができる。表 3.12 は Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献を計測したものである。この表の (explained) が共変量の貢献である。これをみると、公的部門と民間部門の賃金差を説明する共変量 (explained) として、教育水準および労働市場経験年数をはじめとした伝統的な賃金関数に含まれている変数に加えて、読解力の使用頻度が男女ともに賃金差に貢献している。表 3.2 と表 3.4 で見たように公的部門に属する労働者の仕事における読解力の使用頻度は民間部門よりも高く、その差は公的部門と民間部門との賃金差を増大させるように働いている。その一方で、読解力自体の差は賃金差に

<sup>\*14</sup> 公的部門の係数  $\beta_1$  と  $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)$  との積を用いて共変量の貢献を計算することも可能である。ここでは、公務員賃金プレミアムとしての ATT である  $\delta + \bar{X}_1(\beta_1 - \beta_0)$  と共変量の貢献との合計がちょうど公的部門労働者と民間部門労働者との平均賃金差になるように民間部門の係数を用いる。

貢献していない。男性労働者のみに見られる傾向として、数的思考力の能力差が公的部門と民間部門との賃金差に貢献している。その貢献は 0.0525 対数ポイントであり、第4節で測定した公務員賃金プレミアムの男性サンプルでの推定値 0.479 対数ポイント (Model4) と比べると非常に大きい。このことから男性サンプルに対して伝統的な賃金関数を用いて推定した公務員賃金プレミアムに生じる正のバイアスの要因として数的思考力が考えられる。

数的思考力に関する欠落変数バイアスは、女性労働者の分析結果にも関心深い結果からもたらしている。表 3.4 でみるように公的部門女性労働者の数的思考力は民間部門と比べて高いにも関わらず、その差は賃金差には影響を与えていない。第4節で見たように女性労働者については数的思考力を制御しても公務員賃金プレミアムの推定値に変化がなかったことから、女性労働者に関する賃金関数においては数的思考力は重要な変数となっていないと解釈される。この傾向は、女性労働者の大半がパートタイム労働者であることと無関係である。表 3.13 のようにサンプルをフルタイム労働者に限定してみても数的思考力の差は女性に公的部門と民間部門との賃金差に貢献していない。これは、比較対象とする民間部門労働者を企業規模 50 人以上 (表 3.14) または 50 人未満 (表 3.15) としても同様であった。そして、公務員賃金プレミアムが小さいパートタイム労働者間での分析 (表 3.16) においても数的思考力は女性労働者における公的部門と民間部門との賃金差に影響を与えていない。この男性サンプルとの結果の違いは、民間部門労働市場において女性労働者の数的思考力の収益率が低いことを意味する。

また Separated-OLS による Oaxaca-Blinder 分解は、 $\delta + \overline{X_1}(\beta_1 - \beta_0)$  を用いることで各共変量の収益率の違いによる公務員賃金プレミアムへの貢献を計測することができる。表 3.12 の (unexplained) が共変量の収益率の違いによる公務員賃金プレミアムへの貢献である。これをみると、公務員賃金プレミアムを生み出す最大の要因は男女ともに非有意

ながら労働市場経験年数の収益率差である。このことは、公的部門における労働市場経験の収益率は民間部門でのそれと比べて大きいことを意味している。この収益率差は男性で0.21対数ポイント、女性で0.15対数ポイントと公務員賃金プレミアムのほとんどを生み出している。今回得られた結果は統計的有意ではないものの、公的部門における職業の方が職業経験による人的資本の蓄積を評価しているために公務員賃金プレミアムは生じているのではないかという今後の検証課題を提示する。また公務員賃金プレミアムへの貢献が統計的有意水準を満たす水準で観察されたのは忍耐力である。管理職に必要な非認知能力として忍耐力を用いた Tong et al. (2015) の解釈に従えば、組織にとって重要な役職を割り振る際に、民間部門と比べて公的部門はより忍耐力を重視するということがまず考えられる。しかし、サンプルをフルタイムとパートタイム労働者に分割して表 3.13、表 3.14、表 3.15、表 3.16のように分析すると、女性労働者において公的部門の組織が相対的に忍耐力を評価するのは、パートタイム労働者についてであり、フルタイム労働者ではないことが読み取れる。これはフルタイム労働者において忍耐力の収益率が有意に大きい男性労働者とは異なる。忍耐力の収益率差が公務員賃金プレミアムの要因である理由はここでは明らかにできなかったが、今回の分析は男女間で非認知能力の評価される仕組みが異なることを示唆する。

最後に数的思考力の収益率について言及する。共変量の貢献でみた結果と同様、今回の分析では、女性労働者については数的思考力の収益率差も公的部門と民間部門との賃金差を説明するものでなかった。この結果は民間部門と公的部門とを比較した時、数的思考力の収益率の差が小さいことを意味する。民間部門における賃金関数の係数を用いた時、女性労働者において数的思考力の差は平均賃金率の差に貢献していないことから、民間部門において女性労働者の数的思考力の収益率が低いことをすでに指摘した。これらのことから、

公的部門でも民間部門と同様に女性の数的思考力は労働市場において評価されていないことを示唆する。この傾向はフルタイム労働者にサンプルを限定した表 3.13、表 3.14、3.15でも同様である。表 3.4 で確認した公的部門女性労働者の数的思考力の平均値が民間部門のそれよりも高い水準にあることを踏まえると、以上のことは、公的部門において女性に対する賃金設計は労働者が蓄積している人的資本を十分に反映できていないことを意味する。

### 3.6.4 残された課題

本論文の主たる目的である日本における内部労働市場の分析に対して本章の分析はいくつか課題が残る。まずこの章で行った分析は人的資本の多寡を制御した比較によって公的部門労働市場における労働資源の価格付けが外部労働市場と均衡しているのかに注目したもので、公的部門労働者がどのような仕事に割り振られているかの分析はできておらず課題が残る。内部労働市場における昇進構造のみならず、この章での考察で言及した女性労働者の非正規雇用への割り当ての可能性と併せて分析する必要がある。

また、本論文の限界として公的部門労働者のサンプルサイズの小さい点を指摘する必要がある。本章で用いた PIAAC 調査に含まれる男性公的部門労働者のサンプルサイズは 184 (民間部門労働者は 1,232)、女性サンプルで 193 (民間部門労働者は 1,109) と、民間部門労働者と比べて小さい。このサンプルサイズの小ささは、男性パートタイム労働者サンプルの分析だけでなく、本章が主たる先行研究として言及した Morikawa (2016) が行っている地域間での官民給与格差の分析を困難にさせた。公的部門労働者の賃金に影響力をもつ人事院勧告が参照する民間賃金は比較的多くの大都市圏の民間賃金を含むため民間賃金の地域間格差が拡大すれば、公的部門労働者の賃金も人事院勧告に準拠した全国的基準で決まる限り、大都市圏以外の地方圏において官民給与格差も拡大する。これは 3.6.2で可能性

を指摘した参照される民間部門の従業員規模が大きいことによって生じる公務員賃金プレミアムと同様のものである。このような各地域の外部労働市場の環境が、公的部門の賃金決定に大きな影響を与えないことは典型的な内部労働市場の特徴である。これらのことから内部労働市場の分析のためにも、例えば Suga (2016) のように PIAAC 調査データと他の政府統計等を組み合わせるといった手法を用いてサンプルサイズを確保する研究を行うことが今後の課題である。

### 3.7 結論

本章の主要結果が意味することは、従来の日本における先行研究による公務員賃金プレミアムに対して、少なくとも男性サンプルには能力を観測できない場合には正の欠落変数バイアスが存在する点と、それを補正することで男性サンプルについては4%から5%ほどという非有意かつ先行研究よりも小さい公務員賃金プレミアムを得られるということである。この結果は公的部門労働者の賃金率は民間部門と比べて、平均的には均衡していると解釈できる。

しかし、フルタイム労働者かパートタイム労働者かといった雇用形態または対照群となる民間部門労働者の事業所規模を考慮した分析から、公的部門労働者の賃金体系が「民間準拠方式」を実現しているというためにいくつか課題があるといえる。まずフルタイム労働者またはパートタイム労働者それぞれに限定した時、男性フルタイム労働者の公務員賃金プレミアムは雇用形態計で見た時とさほど変わらなかったが、女性労働者については興味深い結果が得られた。女性フルタイム労働者の公務員賃金プレミアムは10%という高い水準にあるのに対して、女性パートタイム労働者の公務員賃金プレミアムは-3%という負の値をとる。女性フルタイム労働者において大きな公務員賃金プレミアムが存在するにも

かかわらず、先述の小さい公務員賃金プレミアムが得られたのは、女性労働者サンプルの約半数がパートタイム労働者で構成されているためである。

また対照群となる民間部門労働者を企業規模 50 人未満の場合と 50 人以上の場合に制限して分析した結果、男性フルタイム労働者について、公的部門労働者の賃金率は企業規模 50 人以上の民間部門事業所に務める労働者と均衡しているのに対し、従業員規模 50 人未満の労働者との間には有意ではないが 10% ほど人的資本では説明できない賃金差があることが分かった。また女性フルタイム労働者では対照群を企業規模 50 人以上の民間部門労働者と設定すると公務員賃金プレミアムが観測されない。その一方で対照群を従業員規模 50 人未満とした際には、より大きい 19% ほどの公務員賃金プレミアムが観測された。

これらの結果を解釈すると、まず公的部門フルタイム労働者と民間部門フルタイム労働者との賃金差は、学歴・労働市場経験に能力を加えた人的資本の蓄積のみならず、公的部門の賃金体系が男女の違いに関わらず、民間部門労働者のうち比較的賃金率の高い大規模な事業所の男性労働者の賃金率を参照し決定されているために生じているのではないかという仮説に説得力がある。そのために女性のフルタイム労働者については、民間部門における賃金の規模間格および男女間格差と相まって、人的資本では説明できない高い公務員賃金プレミアムが観測されたと考えられる。しかし、女性公的部門労働者の半数を占めるパートタイム労働者については公務員賃金プレミアムの恩恵を受けていない。そのため、平均的な公務員賃金プレミアムを計測すると男女それぞれ 4% から 5% といった比較的穏やかな値が観測された。

本章から得られる主な政策的示唆は、公的部門および民間部門それぞれの女性労働者に対する雇用慣行にあると考えられる。まず公的部門の女性フルタイム労働者の賃金体系は能力を含む人的資本を制御した場合、民間部門のそれと比べ男性との賃金格差が小さいた

め、民間部門よりも男女差別が小さいように見える。しかし、男性と比べ、女性の公的部門労働者の多くが低い賃金率のパートタイマーとして雇用されていることを考えると上林(2015)の指摘する雇用形態による男女間の間接差別が存在する可能性を考慮する必要がある。また女性労働者については彼女らの賃金形成において蓄積している人的資本が男性と比べて十分な評価がなされていない可能性もある。公的部門労働者の賃金率を民間に準拠することは労働市場の効率化のために政策的に重要であるが、今回得られた結果は、パートタイム労働者とフルタイム労働者での待遇差の適正化と、参照する民間部門の賃金体系について男女間差の検討の必要性を示唆するものと考えられる。

### 3.8 図表

図3.1 認知能力および認知能力の使用状況の分布（男性）

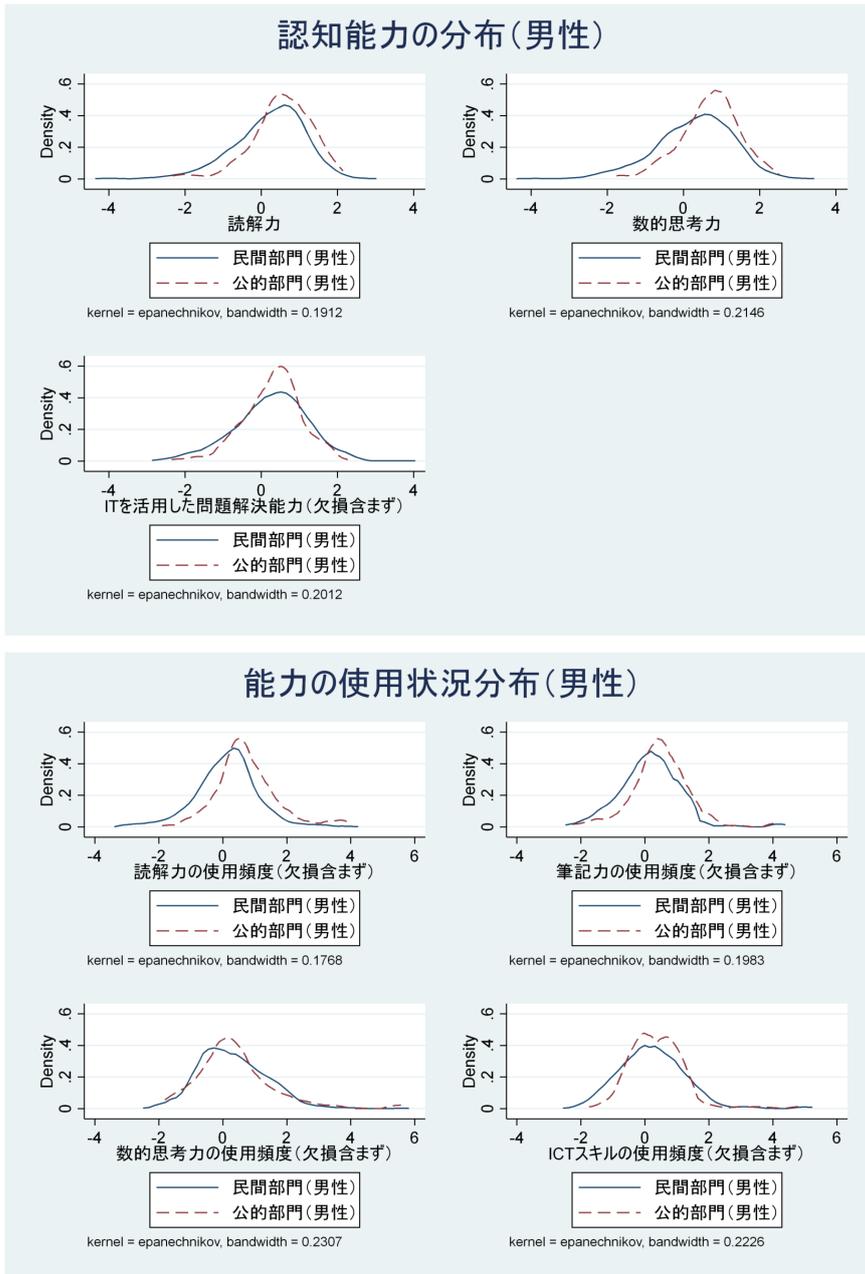


図3.2 認知能力および認知能力の使用状況の分布（女性）

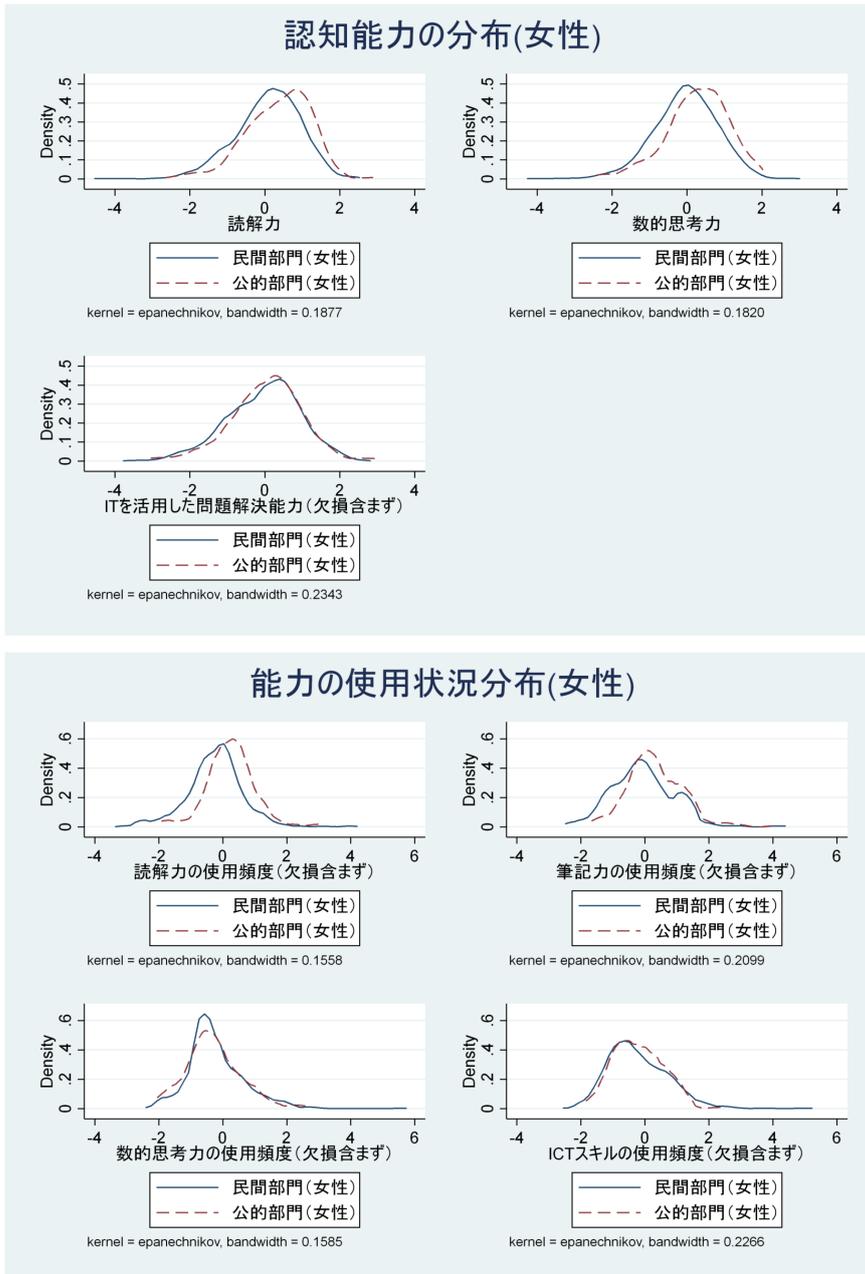


表3.1 記述統計量（男性）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性（民間部門）		男性（公的部門）	
	mean	sd	mean	sd
労働所得				
1時間当たり労働所得（ボーナス含む）（単位：円）	2,069.10	1,316.28	2,686.41	1,736.10
1時間当たり労働所得（対数）	7.48	0.55	7.75	0.52
教育水準				
中卒ダミー	0.05	0.22	0.02	0.13
高卒ダミー	0.30	0.46	0.20	0.40
専門学校ダミー	0.13	0.34	0.05	0.22
短大・高専ダミー	0.14	0.35	0.08	0.27
大卒ダミー	0.31	0.46	0.56	0.50
大学院卒ダミー	0.06	0.24	0.10	0.30
労働市場経験年数	18.68	11.07	21.51	10.76
フルタイム労働者ダミー	0.90	0.30	0.96	0.20
有配偶者ダミー	0.61	0.49	0.71	0.45
職種				
単純作業従事者ダミー	0.04	0.20	0.02	0.13
セミスキルド・ブルーカラー	0.30	0.46	0.05	0.22
セミスキルド・ホワイトカラー	0.21	0.41	0.27	0.45
スキルド・ワーカー	0.45	0.50	0.66	0.47
サンプルサイズ	1232	1232	184	184

図3.3 コモンサポート内傾向スコアの分布（男性サンプル）

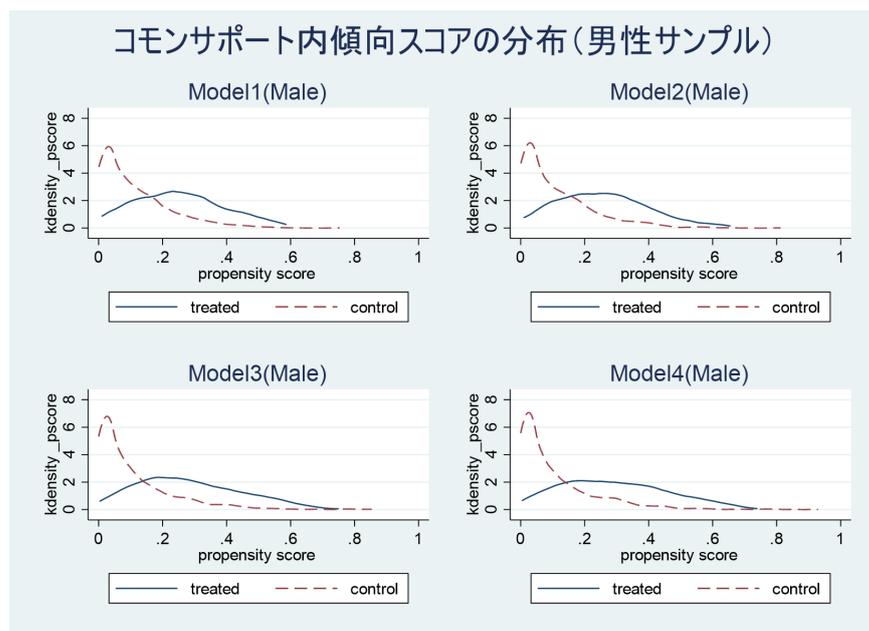


表3.2 能力についての記述統計量 (男性)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性 (民間部門) mean	sd	男性 (公的部門) mean	sd
認知能力				
読解力	0.21	0.94	0.54	0.80
数的思考力	0.29	1.01	0.70	0.77
ITを活用した問題解決能力 (欠損含まず)	0.27	0.96	0.30	0.75
CBA 未回答者ダミー	0.24	0.43	0.17	0.38
使用状況				
読解力の使用頻度 (欠損含まず)	0.12	0.97	0.75	0.96
筆記力の使用頻度 (欠損含まず)	0.15	0.95	0.50	0.94
数的思考力の使用頻度 (欠損含まず)	0.31	1.04	0.38	1.24
ICT スキルの使用頻度 (欠損含まず)	0.22	1.04	0.39	0.92
使用状況欠損				
使用頻度欠損 (読解力)	0.04	0.19	0.01	0.07
使用頻度欠損 (筆記力)	0.08	0.27	0.00	0.00
使用頻度欠損 (数的思考力)	0.10	0.30	0.06	0.24
使用頻度欠損 (ICT スキル)	0.25	0.43	0.08	0.27
非認知能力				
忍耐力	0.24	0.43	0.18	0.39
社会的信頼	0.08	0.27	0.17	0.38
学習意欲	0.47	0.50	0.49	0.50
サンプルサイズ	1232	1232	184	184

表3.3 記述統計量（女性）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	女性（民間部門）		女性（公的部門）	
	mean	sd	mean	sd
労働所得				
1時間当たり労働所得（ボーナス含む）（単位：円）	1,264.78	745.12	1,668.05	871.34
1時間当たり労働所得（対数）	7.03	0.44	7.30	0.48
教育水準				
中卒ダミー	0.04	0.20	0.01	0.10
高卒ダミー	0.33	0.47	0.17	0.37
専門学校ダミー	0.12	0.33	0.05	0.22
短大・高専ダミー	0.33	0.47	0.39	0.49
大卒ダミー	0.16	0.37	0.35	0.48
大学院卒ダミー	0.02	0.13	0.03	0.16
労働市場経験年数	14.92	9.06	17.34	9.98
フルタイム労働者ダミー	0.51	0.50	0.65	0.48
有配偶者ダミー	0.61	0.49	0.63	0.48
職種				
単純作業従事者ダミー	0.07	0.25	0.01	0.10
セミスキルド・ブルーカラー	0.10	0.30	0.00	0.00
セミスキルド・ホワイトカラー	0.59	0.49	0.46	0.50
スキルド・ワーカー	0.25	0.43	0.53	0.50
サンプルサイズ	1109	1109	193	193

図3.4 コモンサポート内傾向スコアの分布（女性サンプル）

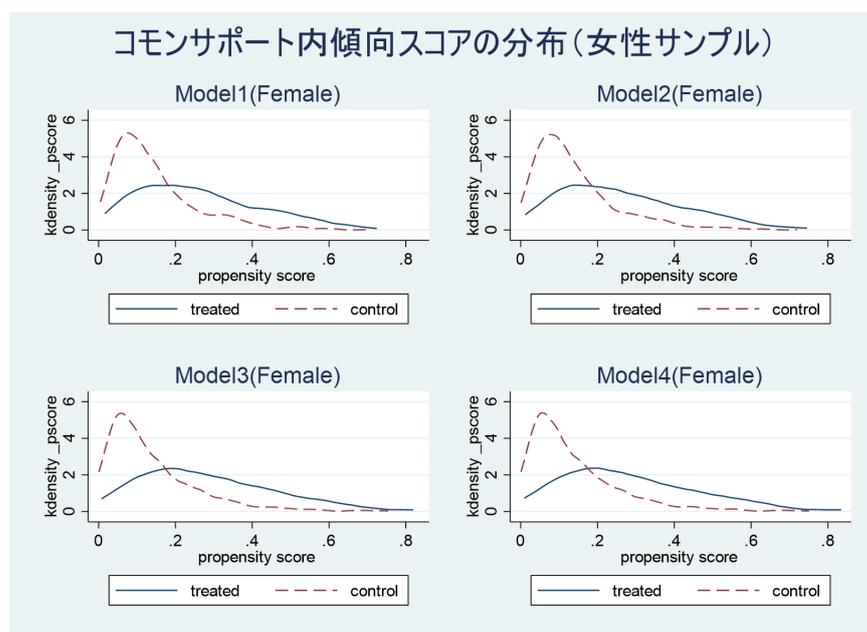


表3.4 能力についての記述統計量（女性）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性（民間部門） mean	sd	男性（公的部門） mean	sd
認知能力				
読解力	0.09	0.87	0.37	0.85
数的思考力	-0.04	0.85	0.27	0.84
ITを活用した問題解決能力（欠損含まず）	-0.03	0.97	0.04	0.96
CBA 未回答者ダミー	0.35	0.48	0.25	0.44
使用状況				
読解力の使用頻度（欠損含まず）	-0.24	0.88	0.25	0.76
筆記力の使用頻度（欠損含まず）	-0.07	0.97	0.31	0.87
数的思考力の使用頻度（欠損含まず）	-0.22	0.86	-0.29	0.86
ICT スキルの使用頻度（欠損含まず）	-0.22	0.93	-0.21	0.77
使用状況欠損				
使用頻度欠損（読解力）	0.08	0.28	0.02	0.14
使用頻度欠損（筆記力）	0.12	0.33	0.05	0.22
使用頻度欠損（数的思考力）	0.17	0.37	0.09	0.29
使用頻度欠損（ICT スキル）	0.39	0.49	0.18	0.39
非認知能力				
忍耐力	0.12	0.33	0.13	0.34
社会的信頼	0.12	0.32	0.18	0.38
学習意欲	0.40	0.49	0.48	0.50
サンプルサイズ	1109	1109	193	193

表3.5 傾向スコアマッチングの結果 (雇用形態別)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Model1(Male)	Model2(Male)	Model3(Male)	Model4(Male)	Model1(Female)	Model2(Female)	Model3(Female)	Model4(Female)
Raw_Diff	0.2791*** (0.0403)	0.2791*** (0.0403)	0.2791*** (0.0412)	0.2791*** (0.0412)	0.2467*** (0.0361)	0.2467*** (0.0361)	0.2467*** (0.0361)	0.2467*** (0.0361)
Out_CS	0.0000 (0.0034)	0.0000 (0.0027)	0.0000 (0.0028)	0.0000 (0.0034)	0.0052 (0.0111)	0.0052 (0.0094)	0.0091 (0.0076)	0.0091 (0.0080)
Diff_in_CS	0.2791*** (0.0404)	0.2791*** (0.0406)	0.2791*** (0.0415)	0.2791*** (0.0416)	0.2415*** (0.0369)	0.2415*** (0.0366)	0.2376*** (0.0363)	0.2376*** (0.0365)
ATT	0.0980** (0.0409)	0.0670 (0.0410)	0.0591 (0.0418)	0.0479 (0.0430)	0.0589* (0.0339)	0.0585* (0.0352)	0.0472 (0.0365)	0.0449 (0.0359)
CompositEffect	0.1811*** (0.0364)	0.2121*** (0.0382)	0.2200*** (0.0390)	0.2312*** (0.0408)	0.1827*** (0.0313)	0.1830*** (0.0332)	0.1904*** (0.0343)	0.1927*** (0.0341)
MeanBiasAft	2.3745*** (0.7079)	2.6171*** (0.8229)	3.2666*** (0.9897)	3.7259*** (1.0211)	2.3998*** (0.8974)	2.5572*** (0.9362)	2.6766*** (0.9195)	2.8062*** (0.9441)
MedianBiasAft	1.7464** (0.7340)	2.6227*** (0.8181)	2.8773*** (0.8770)	3.3606*** (0.9099)	1.5829* (0.8374)	1.7839** (0.8737)	2.2400** (0.8874)	2.2524** (0.9149)

Bootstrap standard errors in parentheses

The number of bootstrap replications = 500

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Model1 の共変量：学歴、労働市場経験年数 (2 乗項含む)、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー

Model2 の共変量：Model1 の共変量および読解力、数的思考力、IT を活用した問題解決能力、CBA 未回答者ダミー

Model3 の共変量：Model2 の共変量および読解力、数的思考力、筆記力の使用頻度、筆記力の使用頻度、ICT スキルの使用頻度

Model4 の共変量：Model3 の共変量および読解力、社会的信頼、学習意欲

報告値は以下の通り

Raw\_Diff：公的部門と民間部門との対数賃金の平均差

Out\_CS：比較に使用したサンプル (コモンサポート内) と比較に用いなかったサンプルとの賃金差

Diff\_in\_CS：コモンサポート内における公的部門と民間部門との対数賃金の平均差

ATT：平均処置効果 (公務員賃金プレミアム)

CompositEffect：共変量によって説明される賃金差

MeanBiasAft：マッチング後の Mean Bias

MedianBiasAft：マッチング後の Median Bias

表3.6 傾向スコアマッチングの結果 (フルタイム)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Model1(Male)	Model2(Male)	Model3(Male)	Model4(Male)	Model1(Female)	Model2(Female)	Model3(Female)	Model4(Female)
Raw_Diff	0.2436*** (0.0413)	0.2436*** (0.0413)	0.2436*** (0.0414)	0.2436*** (0.0414)	0.2145*** (0.0433)	0.2145*** (0.0433)	0.2145*** (0.0435)	0.2145*** (0.0435)
Out_CS	0.0000 (0.0029)	0.0000 (0.0027)	0.0000 (0.0028)	0.0000 (0.0034)	0.0122 (0.0130)	0.0140 (0.0121)	0.0063 (0.0100)	0.0063 (0.0099)
Diff_in_CS	0.2436*** (0.0409)	0.2436*** (0.0411)	0.2436*** (0.0413)	0.2436*** (0.0412)	0.2023*** (0.0442)	0.2005*** (0.0443)	0.2082*** (0.0447)	0.2082*** (0.0448)
ATT	0.0859** (0.0414)	0.0601 (0.0397)	0.0502 (0.0417)	0.0332 (0.0415)	0.1090** (0.0438)	0.0970** (0.0451)	0.0901* (0.0472)	0.0849* (0.0459)
CompositEffect	0.1576*** (0.0371)	0.1834*** (0.0371)	0.1933*** (0.0397)	0.2104*** (0.0393)	0.0933** (0.0378)	0.1035*** (0.0395)	0.1180*** (0.0412)	0.1233*** (0.0409)
MeanBiasAft	2.5111*** (0.7120)	2.8172*** (0.8110)	2.8603*** (0.9393)	3.1034*** (0.9091)	3.4488** (1.5676)	4.2681*** (1.5008)	4.3045*** (1.5450)	4.6951*** (1.5926)
MedianBiasAft	2.3747*** (0.7403)	3.0448*** (0.8446)	1.6654* (0.8558)	2.7098*** (0.8991)	2.0462 (1.3526)	2.2265* (1.3500)	3.7813*** (1.4514)	4.1281*** (1.5011)

Bootstrap standard errors in parentheses

The number of bootstrap replications = 500

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

Model1の共変量：学歴、労働市場経験年数(2乗項含む)、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー

Model2の共変量：Model1の共変量および読解力、数的思考力、ITを活用した問題解決能力、CBA未回答者ダミー

Model3の共変量：Model2の共変量および読解力の使用頻度、筆記力の使用頻度、数的思考力の使用頻度、ICTスキルの使用頻度

Model4の共変量：Model3の共変量および忍耐力、社会的信頼、学習意欲

表3.7 傾向スコアマッチングの結果 (女性パートタイム)

VARIABLES	(1) Model1(Female)	(2) Model2(Female)	(3) Model3(Female)	(4) Model4(Female)
Raw_Diff	0.1575*** (0.0582)	0.1575*** (0.0582)	0.1575*** (0.0587)	0.1575*** (0.0587)
Out_CS	-0.0043 (0.0286)	0.0046 (0.0304)	0.0117 (0.0307)	0.0168 (0.0364)
Diff_in_CS	0.1618*** (0.0573)	0.1529*** (0.0579)	0.1458** (0.0610)	0.1407** (0.0587)
ATT	-0.0140 (0.0661)	-0.0377 (0.0673)	-0.0180 (0.0726)	-0.0383 (0.0751)
CompositEffect	0.1758*** (0.0539)	0.1906*** (0.0559)	0.1638*** (0.0527)	0.1790*** (0.0555)
MeanBiasAft	2.9361* (1.7529)	3.5809* (1.8406)	3.4576* (2.0830)	4.0399* (2.2225)
MedianBiasAft	2.6845* (1.4829)	2.8628* (1.6680)	3.0593 (1.9589)	2.9691 (1.9398)

Bootstrap standard errors in parentheses

The number of bootstrap replications = 500

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

Model1 の共変量：学歴、労働市場経験年数 (2 乗項含む)、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー

Model2 の共変量：Model1 の共変量および読解力、数的思考力、IT を活用した問題解決能力、CBA 未回答者ダミー

Model3 の共変量：Model2 の共変量および読解力、筆記力の使用頻度、筆記力の使用頻度、数的思考力の使用頻度、ICT スキルの使用頻度

Model4 の共変量：Model3 の共変量および忍耐、社会的信頼、学習意欲

表3.8 男女間の賃金格差

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Public_Fulltime	Private_Fulltime	Private50up_Fulltime	Public_Pooled	Private_Pooled
Raw_Diff	-0.330*** (0.0549)	-0.311*** (0.0250)	-0.309*** (0.0335)	-0.468*** (0.0532)	-0.444*** (0.0199)
Out_CS	-0.0158 (0.0309)	-0.00168 (0.00327)	0 (0.00851)	-0.0116 (0.0269)	-0.00450 (0.00474)
Diff_in_CS	-0.314*** (0.0600)	-0.309*** (0.0255)	-0.309*** (0.0349)	-0.457*** (0.0580)	-0.440*** (0.0205)
ATT	-0.132 (0.115)	-0.124*** (0.0320)	-0.120*** (0.0462)	-0.279*** (0.0988)	-0.205*** (0.0268)
CompositEffect	-0.182 (0.114)	-0.185*** (0.0301)	-0.189*** (0.0479)	-0.177* (0.0978)	-0.235*** (0.0277)

Bootstrap standard errors in parentheses

The number of bootstrap replications = 500

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

共変量：学歴、労働市場経験年数(2乗項含む)、有配偶者ダミー、認知能力、仕事における認知能力の使用状況、非認知能力、職種ダミー、地域ダミー

表3.9 傾向スコアマッチングの結果（フルタイム労働者：企業規模50人以上民間部門との比較）

VARIABLES	(1) Model1(Male)	(2) Model2(Male)	(3) Model3(Male)	(4) Model4(Male)	(5) Model1(Female)	(6) Model2(Female)	(7) Model3(Female)	(8) Model4(Female)
Raw_Diff	0.0925** (0.0464)	0.0925** (0.0464)	0.0925** (0.0467)	0.0925** (0.0467)	0.0614 (0.0486)	0.0614 (0.0486)	0.0614 (0.0488)	0.0614 (0.0488)
Out_CS	0.0000 (0.0077)	0.0000 (0.0070)	0.0000 (0.0109)	0.0000 (0.0093)	0.0122 (0.0182)	0.0181 (0.0163)	0.0181 (0.0156)	0.0181 (0.0161)
Diff_in_CS	0.0925** (0.0464)	0.0925** (0.0468)	0.0925** (0.0471)	0.0925** (0.0472)	0.0492 (0.0496)	0.0433 (0.0480)	0.0433 (0.0482)	0.0433 (0.0479)
ATT	0.0464 (0.0498)	0.0079 (0.0521)	-0.0170 (0.0531)	-0.0138 (0.0536)	-0.0047 (0.0503)	-0.0010 (0.0536)	0.0057 (0.0569)	-0.0013 (0.0550)
CompositEffect	0.0461 (0.0430)	0.0846* (0.0475)	0.1094** (0.0494)	0.1062** (0.0481)	0.0540 (0.0430)	0.0443 (0.0476)	0.0376 (0.0512)	0.0446 (0.0486)
MeanBiasAft	3.0677** (1.2783)	4.5355*** (1.4754)	4.6707*** (1.4620)	3.8731*** (1.4556)	4.8751** (2.0941)	5.3397** (2.4563)	5.7370** (2.4778)	5.9728** (2.4009)
MedianBiasAft	2.9024** (1.2743)	4.0385*** (1.4152)	4.1074*** (1.3625)	2.8318* (1.4520)	3.9486** (1.7671)	4.5674** (2.1665)	5.1323** (2.2225)	4.9498** (2.1899)

Bootstrap standard errors in parentheses

The number of bootstrap replications = 500

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

Model1の共変量：学歴、労働市場経験年数（2乗項含む）、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー

Model2の共変量：Model1の共変量および読解力、数的思考力、ITを活用した問題解決能力、CBA未回答者ダミー

Model3の共変量：Model2の共変量および読解力の使用頻度、筆記力の使用頻度、数的思考力の使用頻度、ICTスキルの使用頻度

Model4の共変量：Model3の共変量および忍耐力、社会的信頼、学習意欲

表3.10 傾向スコアマッチング（フルタイム労働者：企業規模50人未満民間部門との比較）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Model1(Male)	Model2(Male)	Model3(Male)	Model4(Male)	Model1(Female)	Model2(Female)	Model3(Female)	Model4(Female)
Raw_Diff	0.4135*** (0.0446)	0.4135*** (0.0446)	0.4135*** (0.0444)	0.4135*** (0.0444)	0.3323*** (0.0436)	0.3323*** (0.0436)	0.3323*** (0.0439)	0.3323*** (0.0439)
Out_CS	0.0013 (0.0083)	0.0013 (0.0072)	-0.0018 (0.0074)	0.0000 (0.0075)	0.0247 (0.0179)	0.0170 (0.0165)	0.0063 (0.0163)	0.0063 (0.0145)
Diff_in_CS	0.4122*** (0.0448)	0.4122*** (0.0454)	0.4152*** (0.0451)	0.4135*** (0.0452)	0.3076*** (0.0476)	0.3153*** (0.0463)	0.3260*** (0.0461)	0.3260*** (0.0462)
ATT	0.1485** (0.0590)	0.1325** (0.0589)	0.1248** (0.0605)	0.0949 (0.0632)	0.1701*** (0.0543)	0.1721*** (0.0552)	0.1926*** (0.0623)	0.1875*** (0.0578)
CompositEffect	0.2637*** (0.0495)	0.2796*** (0.0492)	0.2874*** (0.0533)	0.3172*** (0.0566)	0.1375*** (0.0496)	0.1431*** (0.0537)	0.1333** (0.0575)	0.1385** (0.0569)
MeanBiasAft	3.2949*** (1.2070)	2.9819*** (1.1352)	3.9362*** (1.2168)	3.7021** (1.5392)	3.2444 (2.1932)	5.1054** (2.3286)	4.4622* (2.3541)	5.2345** (2.2817)
MedianBiasAft	2.3625** (1.0844)	1.8061 (1.2143)	4.3208*** (1.1989)	3.0323** (1.4603)	1.9144 (2.0365)	2.5658 (2.1050)	2.7009 (2.1169)	3.4777* (2.1084)

Bootstrap standard errors in parentheses

The number of bootstrap replications = 500

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

Model1の共変量：学歴、労働市場経験年数（2乗項含む）、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー

Model2の共変量：Model1の共変量および読解力、数的思考力、ITを活用した問題解決能力、CBA未回答者ダミー

Model3の共変量：Model2の共変量および読解力の使用頻度、筆記力の使用頻度、数的思考力の使用頻度、ICTスキルの使用頻度

Model4の共変量：Model3の共変量および忍耐力、社会的信頼、学習意欲

表3.11 Oaxaca-Blinder 分解との比較 (雇用形態別)

VARIABLES	(1) Model1(Male)	(2) Model2(Male)	(3) Model3(Male)	(4) Model4(Male)	(5) Model1(Female)	(6) Model2(Female)	(7) Model3(Female)	(8) Model4(Female)
Raw_Diff	0.2791*** (0.0419)	0.2791*** (0.0419)	0.2791*** (0.0429)	0.2791*** (0.0429)	0.2467*** (0.0387)	0.2467*** (0.0387)	0.2467*** (0.0390)	0.2467*** (0.0390)
Diff_in_CS	0.2791*** (0.0420)	0.2791*** (0.0418)	0.2791*** (0.0428)	0.2791*** (0.0428)	0.2415*** (0.0387)	0.2415*** (0.0391)	0.2376*** (0.0394)	0.2376*** (0.0395)
ATT	0.0980** (0.0432)	0.0670 (0.0420)	0.0591 (0.0458)	0.0479 (0.0463)	0.0589 (0.0369)	0.0585 (0.0376)	0.0472 (0.0382)	0.0449 (0.0387)
OBestimates	0.1032*** (0.0391)	0.0904** (0.0388)	0.0706* (0.0396)	0.0625 (0.0403)	0.0654* (0.0341)	0.0624* (0.0344)	0.0490 (0.0350)	0.0491 (0.0353)
diff_in_estimates	-0.0052 (0.0188)	-0.0234 (0.0199)	-0.0115 (0.0244)	-0.0146 (0.0261)	-0.0066 (0.0147)	-0.0039 (0.0160)	-0.0019 (0.0163)	-0.0043 (0.0164)

Bootstrap standard errors in parentheses

The number of bootstrap replications = 500

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

Model1 の共変量：学歴、労働市場経験年数 (2 乗項含む)、有配偶者ダミー、職種ダミー、地域ダミー

Model2 の共変量：Model1 の共変量および読解力、教養的思考力、IT を活用した問題解決能力、CBA 未回答者ダミー

Model3 の共変量：Model2 の共変量および読解力、筆記力の使用頻度、教養的思考力の使用頻度、ICT スキルの使用頻度

Model4 の共変量：Model3 の共変量および忍耐力、社会的信頼、学習意欲

表3.12 Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献 (雇用形態計)

VARIABLES	(1) overall(male)	(2) explained(male)	(3) unexplained(male)	(4) overall(female)	(5) explained(female)	(6) unexplained(female)
読解力		-0.0141 (0.0106)	-0.0195 (0.0520)		0.0043 (0.0074)	-0.0170 (0.0321)
数的思考力		0.0525*** (0.0148)	-0.0161 (0.0663)		0.0062 (0.0080)	0.0036 (0.0227)
CBA 未回答者ダミー		0.0040 (0.0029)	0.0045 (0.0176)		0.0052* (0.0031)	0.0236 (0.0220)
IT を活用した問題解決能力		-0.0018 (0.0022)	0.0078 (0.0178)		0.0009 (0.0021)	-0.0002 (0.0022)
使用頻度欠損 (読解力)		0.0000 (0.0024)	0.0026 (0.0038)		0.0085** (0.0034)	0.0091 (0.0066)
読解力の使用頻度		0.0265** (0.0115)	-0.0483 (0.0394)		0.0261*** (0.0076)	-0.0219* (0.0130)
使用頻度欠損 (数的思考力)		0.0031 (0.0024)	0.0080 (0.0132)		-0.0024 (0.0023)	-0.0134 (0.0122)
数的思考力の使用頻度		-0.0028 (0.0035)	0.0203 (0.0143)		0.0003 (0.0012)	-0.0012 (0.0110)
使用頻度欠損 (ICT スキル)		0.0157** (0.0069)	-0.0087 (0.0168)		0.0026 (0.0055)	-0.0538** (0.0249)
ICT スキルの使用頻度		0.0061 (0.0040)	0.0016 (0.0186)		-0.0011 (0.0018)	-0.0063 (0.0104)
忍耐力		0.0016 (0.0018)	0.0542*** (0.0201)		-0.0002 (0.0007)	0.0253* (0.0143)
社会的信頼		0.0072 (0.0046)	-0.0171 (0.0177)		0.0010 (0.0017)	0.0013 (0.0150)
学習意欲		-0.0003 (0.0008)	0.0322 (0.0371)		-0.0014 (0.0016)	0.0181 (0.0339)
教育水準		0.0316*** (0.0107)	-0.0839 (0.0943)		0.0095 (0.0080)	-0.0004 (0.0825)
労働市場経験年数		0.0419*** (0.0129)	0.2058 (0.1406)		0.0193*** (0.0069)	0.1519 (0.1050)
フルタイム労働者		0.0084** (0.0037)	0.0443 (0.1813)		0.0308*** (0.0096)	0.0056 (0.0534)
有配偶		0.0125** (0.0053)	-0.0609 (0.0691)		0.0010 (0.0019)	-0.0248 (0.0460)
職種		0.0384** (0.0155)	0.0126 (0.1075)		0.0860*** (0.0154)	0.0205 (0.2554)
地域属性		-0.0137* (0.0072)	-0.0097 (0.0641)		-0.0080 (0.0060)	0.0446 (0.0500)
group_1	7.7545*** (0.0409)			7.2902*** (0.0369)		
group_2	7.4754*** (0.0158)			7.0526*** (0.0139)		
difference	0.2791*** (0.0438)			0.2376*** (0.0395)		
explained	0.2166*** (0.0318)			0.1885*** (0.0265)		
unexplained	0.0625 (0.0398)			0.0491 (0.0352)		
Constant			-0.0673 (0.2714)			-0.1156 (0.3108)
Observations	1,416	1,416	1,416	1,187	1,187	1,187

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

表3.13 Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献 (フルタイム労働者)

VARIABLES	(1) overall(male)	(2) explained(male)	(3) unexplained(male)	(4) overall(female)	(5) explained(female)	(6) unexplained(female)
読解力		-0.0122 (0.0103)	-0.0331 (0.0502)		-0.0001 (0.0062)	-0.0136 (0.0370)
数的思考力		0.0485*** (0.0147)	0.0226 (0.0661)		0.0032 (0.0068)	0.0296 (0.0304)
CBA 未回答者ダミー		0.0023 (0.0026)	0.0026 (0.0170)		0.0003 (0.0022)	0.0171 (0.0228)
IT を活用した問題解決能力		-0.0024 (0.0030)	0.0054 (0.0176)		-0.0100 (0.0068)	0.0018 (0.0106)
使用頻度欠損 (読解力)		-0.0009 (0.0017)	0.0016 (0.0033)		-0.0003 (0.0018)	0.0039 (0.0049)
読解力の使用頻度		0.0292** (0.0119)	-0.0550 (0.0406)		0.0250*** (0.0091)	-0.0918*** (0.0303)
使用頻度欠損 (数的思考力)		0.0024 (0.0022)	0.0174 (0.0134)		-0.0024 (0.0031)	-0.0047 (0.0080)
数的思考力の使用頻度		-0.0024 (0.0040)	0.0235 (0.0158)		0.0003 (0.0033)	0.0004 (0.0083)
使用頻度欠損 (ICT スキル)		0.0210*** (0.0071)	-0.0078 (0.0149)		0.0082 (0.0058)	-0.0196 (0.0140)
ICT スキルの使用頻度		0.0066 (0.0041)	-0.0024 (0.0192)		-0.0025 (0.0030)	-0.0085 (0.0088)
忍耐力		0.0015 (0.0021)	0.0640*** (0.0202)		0.0001 (0.0010)	-0.0038 (0.0140)
社会的信頼		0.0068 (0.0046)	-0.0270 (0.0178)		0.0003 (0.0012)	-0.0065 (0.0163)
学習意欲		-0.0001 (0.0006)	0.0101 (0.0359)		-0.0015 (0.0023)	-0.0204 (0.0366)
教育水準		0.0289*** (0.0109)	-0.0329 (0.0941)		0.0131 (0.0111)	0.0529 (0.1105)
労働市場経験年数		0.0378*** (0.0134)	0.2534* (0.1442)		0.0349*** (0.0135)	0.1759 (0.1265)
フルタイム労働者						
有配偶		0.0095* (0.0051)	-0.0526 (0.0703)		0.0105* (0.0063)	-0.0235 (0.0497)
職種		0.0241 (0.0153)	0.0261 (0.1068)		0.0623*** (0.0177)	0.0102 (0.2310)
地域属性		-0.0092 (0.0072)	-0.0202 (0.0629)		-0.0174 (0.0108)	-0.0255 (0.0649)
group_1	7.7798*** (0.0409)			7.4537*** (0.0408)		
group_2	7.5362*** (0.0160)			7.2455*** (0.0197)		
difference	0.2436*** (0.0439)			0.2082*** (0.0453)		
explained	0.1913*** (0.0310)			0.1242*** (0.0325)		
unexplained	0.0523 (0.0406)			0.0839** (0.0426)		
Constant			-0.1433 (0.2441)			0.0101 (0.3054)
Observations	1,285	1,285	1,285	638	638	638

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

表3.14 Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献 (フルタイム労働者: 事業所規模 50 人以上民間部門との比較)

VARIABLES	(1) overall(male)	(2) explained(male)	(3) unexplained(male)	(4) overall(female)	(5) explained(female)	(6) unexplained(female)
読解力		0.0039 (0.0063)	-0.0695 (0.0527)		0.0004 (0.0026)	-0.0372 (0.0412)
数的思考力		0.0138 (0.0091)	0.0503 (0.0690)		0.0006 (0.0029)	0.0553 (0.0351)
CBA 未回答者ダミー		0.0003 (0.0010)	0.0003 (0.0179)		-0.0018 (0.0035)	0.0222 (0.0271)
IT を活用した問題解決能力		0.0058 (0.0046)	0.0075 (0.0183)		-0.0195 (0.0141)	-0.0013 (0.0120)
使用頻度欠損 (読解力)		0.0047 (0.0034)	0.0029 (0.0041)		0.0018 (0.0030)	0.0054 (0.0064)
読解力の使用頻度		0.0275** (0.0128)	-0.0629 (0.0427)		0.0083 (0.0069)	-0.0686** (0.0313)
使用頻度欠損 (数的思考力)		0.0009 (0.0017)	0.0155 (0.0135)		-0.0058 (0.0058)	-0.0074 (0.0090)
数的思考力の使用頻度		0.0039 (0.0041)	0.0213 (0.0162)		0.0087 (0.0071)	-0.0052 (0.0092)
使用頻度欠損 (ICT スキル)		0.0110* (0.0062)	-0.0082 (0.0153)		0.0049 (0.0054)	-0.0189 (0.0150)
ICT スキルの使用頻度		0.0001 (0.0008)	0.0108 (0.0203)		-0.0035 (0.0095)	-0.0104 (0.0099)
忍耐力		-0.0016 (0.0032)	0.0568*** (0.0199)		-0.0001 (0.0018)	-0.0148 (0.0149)
社会的信頼		0.0019 (0.0047)	-0.0182 (0.0184)		0.0007 (0.0021)	-0.0084 (0.0184)
学習意欲		-0.0004 (0.0013)	0.0184 (0.0373)		0.0008 (0.0023)	-0.0510 (0.0400)
教育水準		0.0145 (0.0112)	-0.0899 (0.0973)		-0.0028 (0.0118)	0.0802 (0.1195)
労働市場経験年数		0.0398** (0.0172)	0.1708 (0.1509)		0.0570** (0.0237)	0.1744 (0.1357)
フルタイム労働者						
有配偶		0.0054 (0.0061)	-0.0740 (0.0731)		0.0075 (0.0072)	-0.0368 (0.0525)
職種		0.0085 (0.0173)	-0.0353 (0.1093)		0.0133 (0.0172)	-0.0368 (0.2484)
地域属性		-0.0300** (0.0125)	-0.0057 (0.0653)		-0.0096 (0.0149)	-0.0667 (0.0705)
group_1	7.7798*** (0.0409)			7.4419*** (0.0410)		
group_2	7.6873*** (0.0212)			7.3986*** (0.0281)		
difference	0.0925** (0.0461)			0.0433 (0.0497)		
explained	0.1101*** (0.0369)			0.0609 (0.0379)		
unexplained	-0.0177 (0.0447)			-0.0176 (0.0472)		
Constant			-0.0088 (0.2513)			0.0083 (0.3257)
Observations	763	763	763	344	344	344

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

表3.15 Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献 (フルタイム労働者：事業所規模 50 人未満民間部門との比較)

VARIABLES	(1) overall(male)	(2) explained(male)	(3) unexplained(male)	(4) overall(female)	(5) explained(female)	(6) unexplained(female)
読解力		-0.0469*	-0.0034		-0.0077	-0.0016
		(0.0254)	(0.0540)		(0.0151)	(0.0404)
数的思考力		0.0986***	0.0023		0.0165	0.0192
		(0.0322)	(0.0709)		(0.0198)	(0.0331)
CBA 未回答者ダミー		0.0049	0.0034		0.0007	0.0096
		(0.0066)	(0.0180)		(0.0021)	(0.0240)
IT を活用した問題解決能力		-0.0145*	0.0097		-0.0020	0.0020
		(0.0081)	(0.0187)		(0.0066)	(0.0116)
使用頻度欠損 (読解力)		-0.0034	0.0002		-0.0018	0.0032
		(0.0030)	(0.0030)		(0.0031)	(0.0045)
読解力の使用頻度		0.0389*	-0.0575		0.0402***	-0.0974***
		(0.0209)	(0.0434)		(0.0148)	(0.0318)
使用頻度欠損 (数的思考力)		0.0053	0.0198		-0.0013	-0.0038
		(0.0041)	(0.0141)		(0.0037)	(0.0082)
数的思考力の使用頻度		-0.0127	0.0278		-0.0065	0.0097
		(0.0078)	(0.0177)		(0.0061)	(0.0101)
使用頻度欠損 (ICT スキル)		0.0289**	-0.0087		0.0045	-0.0241
		(0.0138)	(0.0152)		(0.0095)	(0.0151)
ICT スキルの使用頻度		0.0194**	-0.0105		-0.0003	-0.0116
		(0.0096)	(0.0206)		(0.0024)	(0.0107)
忍耐力		0.0028	0.0703***		-0.0005	-0.0015
		(0.0031)	(0.0217)		(0.0019)	(0.0153)
社会的信頼		0.0111	-0.0333		0.0000	-0.0045
		(0.0079)	(0.0205)		(0.0016)	(0.0177)
学習意欲		0.0001	0.0009		-0.0033	0.0036
		(0.0005)	(0.0388)		(0.0052)	(0.0395)
教育水準		0.0478**	0.0169		0.0285	0.0276
		(0.0220)	(0.0993)		(0.0193)	(0.1148)
労働市場経験年数		0.0357***	0.3106**		0.0102	0.2292*
		(0.0129)	(0.1527)		(0.0121)	(0.1358)
フルタイム労働者						
有配偶		0.0110*	-0.0266		0.0172*	-0.0469
		(0.0064)	(0.0741)		(0.0097)	(0.0538)
職種		0.0387*	-0.0231		0.0839***	0.0732
		(0.0234)	(0.1213)		(0.0296)	(0.2707)
地域属性		0.0074	-0.0581		-0.0144	-0.0281
		(0.0069)	(0.0685)		(0.0129)	(0.0700)
group_1	7.7798***			7.4537***		
	(0.0409)			(0.0408)		
group_2	7.3663***			7.1277***		
	(0.0223)			(0.0261)		
difference	0.4135***			0.3260***		
	(0.0466)			(0.0485)		
explained	0.2731***			0.1639***		
	(0.0367)			(0.0427)		
unexplained	0.1404***			0.1621***		
	(0.0482)			(0.0530)		
Constant			-0.1003			0.0042
			(0.2608)			(0.3471)
Observations	698	698	698	414	414	414

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

表3.16 Oaxaca-Blinder 分解による各変数の貢献 (女性パートタイム労働者)

VARIABLES	(1) overall(female)	(2) explained(female)	(3) unexplained(female)
読解力		0.0139 (0.0129)	-0.0119 (0.0521)
数的思考力		-0.0004 (0.0130)	-0.0182 (0.0361)
CBA 未回答者ダミー		0.0081 (0.0055)	0.0002 (0.0531)
IT を活用した問題解決能力		0.0015 (0.0052)	0.0029 (0.0131)
使用頻度欠損 (読解力)		0.0134* (0.0071)	-0.0064 (0.0175)
読解力の使用頻度		0.0116 (0.0077)	-0.0130 (0.0174)
使用頻度欠損 (数的思考力)		-0.0007 (0.0018)	0.0165 (0.0473)
数的思考力の使用頻度		0.0007 (0.0026)	-0.0367 (0.0389)
使用頻度欠損 (ICT スキル)		-0.0045 (0.0062)	-0.0140 (0.0964)
ICT スキルの使用頻度		-0.0000 (0.0013)	0.0437 (0.0472)
忍耐力		-0.0001 (0.0019)	0.0905** (0.0433)
社会的信頼		0.0020 (0.0034)	0.0082 (0.0368)
学習意欲		-0.0011 (0.0023)	0.0483 (0.0843)
教育水準		0.0151 (0.0121)	0.0677 (0.1414)
労働市場経験年数		0.0045 (0.0049)	-0.1780 (0.2859)
有配偶		0.0006 (0.0022)	0.1564 (0.1312)
職種		0.0911*** (0.0298)	-0.2742 (0.6291)
地域属性		-0.0026 (0.0078)	0.0327 (0.0844)
group_1	6.9872*** (0.0672)		
group_2	6.8465*** (0.0152)		
difference	0.1407** (0.0689)		
explained	0.1532*** (0.0359)		
unexplained	-0.0125 (0.0686)		
Constant			0.0728 (0.6839)
Observations	546	546	546

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

## 第4章

# 若年者就業率における賃金弾力性の推定

### 要旨

この研究では、若年者の就業・非就業を決定する労働供給のエクステンシブ・マージンの賃金弾力性を、日本のデータを用いて推定した。

日本において、2000年代前半期には、失業者の動向とその対策のみならず、就職活動に至らない若年独身の無業者にも注目が集まった。従来、非労働力者は、専業主婦や高齢者がほとんどを占めると考えられてきたが、1990年代以降の不況期を通じて若年独身の無業者が急増した。若年期の就業には技能形成の側面があり、若年無業者の増加は将来の低技能労働者の増加を招くことが懸念されている。このような就業率の低下に対して、労働所得税などの減税を通じて手取り賃金率の上昇を促すことでどれだけ就業確率を高めることができるのかを示すパラメータすなわち賃金弾力性値を得ることが本章の目的である。

この研究では、就業・非就業を示す就業ダミー変数を被説明変数とし、時間当たり賃金率、非労働所得、その他の若年者の属性を説明変数とした静学的労働供給関数を推定した。その際、就業若年者の意思決定は、若年者個人のみによるものでなく、若年者の属する世帯内資源配分の結果によるものと考え、非労働所得に対する除外操作変数として父親と母親両方の教育水準を用いた。以上の結果から得られたエクステンシブ・マージンの弾力性の推定値は0.06である。また、男女別では、女性のほうが、学歴別では、低学歴者ほど賃金弾力性が高いという結果が得られた。

## 4.1 導入

本章では、1990年代以降の若年者の就業選択の賃金弾力性を推定する。日本において、2000年代前半期には、失業者の動向とその対策のみならず、就職活動に至らない若年独身の無業者にも注目が集まった。従来、非労働力者は、専業主婦や高齢者がほとんどを占めると考えられてきたが、1990年代以降の不況期を通じて若年独身の無業者が急増した(図4.1)。若年期の就業には技能形成の側面があり、若年無業者の増加は将来の低技能労働者の増加を招くことが懸念されている。

このような就業率の低下の原因の一つとして、不況期を通じた実質賃金率の低下による若年者の就業意欲の減少が考えられる。この仮説に対して、手取り賃金率1%の減少に対して、若年者の就業意欲がどれだけ妨げられたのかという賃金弾力性を得ることが本章の目的である。また、本章で得られる賃金弾力性は、給付付き税額控除の導入や社会保険料の減額もしくは職業訓練といった手取りでの時間当たり賃金の上昇を促す政策が、若年者の就業率上昇にどれだけ貢献できるのかを示すパラメータとしても重要である。

日本において、所得税制を通じた低所得層への社会政策的給付はたびたび提案される。例えば、2010年代の旧民主党政権時では「税と社会保障の抜本改革」の一環として給付付き税額控除が検討された。これは一定以上の勤労所得のある世帯に対し、勤労を条件に税額控除を与え、所得が低く控除しきれない場合には還付する。税額控除の額は、所得の増加とともに増加するが、一定の所得で頭打ちになり、それを超えると逡減、最終的に消失するという仕組みが考えられていた。現在の日本にとられている社会保障制度は、所得が増加するとその増加した分だけ社会保障給付は削減される仕組みであるため、給付付き税額控除を導入することで低所得層が直面する所得の増分に対する給付額の低下率を軽減する

という意図があった。雇用から得られる所得、すなわち手取りでの時間あたり賃金率の変動により、就労意欲の反応がどれだけあるかを検討することは、若年無業者を含むと考えられる低所得層に対する社会保障制度の検討に欠かせないと考えられる。

若年無業の決定要因について計量経済学的に分析した玄田 (2007) は、期待労働所得が低いと予想される年長者、女性、低学歴者、長期無業者が無業状態を選択しやすいことを実証した。また、玄田 (2007) では、低所得世帯から就業を希望しない若年者が増えつつあることには、低所得世帯の若者が就業した場合の期待収益率の低下が影響していることを示唆する結果も得ている。玄田 (2007) の研究では賃金弾力性の推定は行われていないため、若年者の時間あたり賃金を高めるような政策がどの程度就業率を高めるかについてはわからない。そのため、この論文ではエクステンシブマージンでの賃金弾力性の推定を目標とする。また、若年無業者について男性については70%、女性については56%という多くが親と同居しているという現実と親の所得が所得効果を通じて若年労働供給を抑圧しているといういわゆるパラサイト・シングル仮説を評価するために、親と同居する若年無業者を分析対象とする。

Keane (2011) によるサーベイに従えば、労働供給の理論的枠組みは、静学的労働供給モデルと、動学的労働供給モデルの2つに分けられ、労働供給の賃金弾性値には主にマーシャリアン弾性値、ヒクシアン弾性値やフリッシュ弾性値という3つの異なる概念がある。静学的な労働供給モデルにおいては個人の余暇と消費の選択問題を解くことで労働供給関数が得られ、賃金が労働供給に与える影響は消費と余暇の代替効果と所得効果の2つの効果によって決まる。また、それらの効果を評価する時、非労働所得を一定にした上でのマーシャリアン弾性値、効用水準を一定にした上でのヒクシアン弾性値を用いることができる。一方、動学的な労働供給モデルにおいては、貯蓄が可能なことから、今期の余暇と消

費の代替に加えて、今期と来期の異時点間の余暇の代替によって今期の労働供給が決まる。そのため、動学的な労働供給モデルではマーシャリアン弾性値やヒクシアン弾性値に加えて、異時点間の労働供給の代替の弾力性であるフリッシュ弾性値が定義される\*1。

また労働供給の賃金弾性値は、就業していることを条件づけた上で何時間働くかの選択についてのインテンシブ・マージンと、就業するか否かのエクステンシブ・マージンに関するものと2つに分解できる。Saez (2002) が指摘するように、それぞれの賃金弾力性の大きさの違いが税や補助金が厚生に与える効果に大きな影響を与える。

労働供給関数を推定にするためには、多くの計量経済学的な問題が指摘されている。静学的モデル、動学的モデルどちらを前提にしても、非労働所得と誤差項の間に相関がありうる。これは、データからは観察できない個人の選好によって起こりうる。例えば、より長く働くことを好むという勤勉な選好を持つ個人は、貯蓄をしがちであるならばそれだけ資産から得られる非労働所得も多くなりうる。このことが現実的だと例として思われるのは、Pencavel (1986) による、単純な線形回帰による労働供給関数の推定結果の報告である。この論文では、資産収入の係数が正になってしまったことが報告されている。また、この論文では親と同居する若年の労働供給行動を分析対象とするが、この場合、本人以外の家族の収入も非労働所得として取り扱うが、その他家族の収入は、子供が勤勉でないために、親が養わざるをえないような関係もありうるため内生となる\*2。このような内生性の対策としてパネルデータを用いた固定効果推定を行う方法\*3、もしくは非労働所得について操作変数を用いる方法がある。

本章では先行研究(玄田, 2007)と同様に、1992年、1997年、2002年に実施された就業

\*1 それぞれの賃金弾性値の概念について、詳しくは黒田・山本(2007)を参照されたい

\*2 社会学的な視点ではあるが、山田(1999, 2004)を参照されたい。

\*3 女性の労働供給行動ではあるが、例えばYamada(2011)がある。

構造基本調査の個票を用いることで、十分大きなサンプルサイズを確保する。玄田 (2007) は日本の若年者の無業や失業を分析するにおいて、通常の世界調査で把握される無業者のサンプルサイズが小さいために、若年無業者の分析では少数個人に対する聞き取り調査や、限られた標本サイズの分析による、結果の一般性および信頼性の懸念から、若年無業に関する信頼できる調査として就業構造基本調査を用いる手法を採用した。玄田 (2007) による分析では外生変数として扱われている非労働所得について、世帯収入がその他の世帯構成員の就業行動で決まることで生じる内生性に対処するために、本章での分析は同居する家族の属性を把握できる就業構造基本調査の利点を活用して、同居する家族のうち世帯主およびその配偶者の最終学歴を除外操作変数として用いる。世帯主の子である若年者の労働供給の意思決定の時点では世帯主およびその配偶者の最終学歴は所与であり非労働所得の多寡を通じてしか若年者の労働供給に影響を与えない外生変数と想定することで、非労働所得についての内生性に対処する。その一方で、本論文の限界として若年者が直面する賃金の決定も内生性があるがそれに対し十分な検討をできていないことをここで注意しておきたい。本章の分析で行う、就業構造基本調査というクロスセクションデータを用いて賃金弾力性の推計は、サンプルにおける無業者の期待賃金率と有業者の賃金率との間に差異があることを前提に、その差異はそれぞれの労働供給行動を決定するが分析者には観察できない誤差項と独立であるという仮定のもとに行われている。この観察できない労働供給行動の要因によって無業者と有業者それぞれが直面する市場賃金率が異なるモデルを想定したとき、賃金弾力性の推定には内生性が生じる。労働供給に関する研究は多くあるが、Devereux (2003) が指摘するように賃金弾力性の推定はモデルの特定化に対し敏感であり、手法を問わずさらなる研究の蓄積が必要である。また、モデルの特定化によるバイアスを避ける方法として Eissa and Liebman (1996) や Blundell et al. (1998) のような税制の変

更を自然実験として用いるアプローチがあるが、自然実験として用いることができる適切な政策変更が関心のある期間に起きなければ推定が不可能という問題がある。このような税制の変更を用いた分析として Muroga (2020) がある。

本章では、1990年代の不況期を通じた賃金の低下が就業意欲をどれだけ妨げたのかを、賃金低下による代替効果と所得効果を併せたマーシャリアン弾力性を推定することで示す。用いるデータは、日本の若年者についてパネルデータでは得られない大きなサンプルサイズを有す就業構造基本調査を用いて推定を行う。1992年から2002年までに3回行われた就業構造基本調査の個票データを活かし、世帯所得の内生性を考慮した操作変数推定を用いて労働供給関数を推定する。若年者の意思決定は、若年者個人のみによるものでなく、若年者の属する世帯内資源配分の結果によるものかもしれない。そのため、若年者の労働供給とその他の家族構成員との労働供給もしくは所得とが同時決定となり双方向に因果関係をもつ可能性がある。この同時性バイアスに対処するため、本章では父親と母親両方の教育水準を操作変数として用いた。サンプルを両親と同居するものに限定しているが、若年独身者の親との同居確率は80%と高いものの、ここで得られた値は若年無業者全体を母集団としたときの値ではなく、親と同居する無業者に関する弾力性である点については留意が必要である。

推定の結果、世帯所得の内生性を考慮しない場合、世帯所得の効果は過小に評価され、一方、賃金弾力性が非常に高く評価されることを示した。本章で得られた賃金弾力性の推定値は全サンプルで0.06、男性で0.05、女性では0.09と推定された。男性と比べ女性の弾力値が高いという傾向は欧米での研究とも整合的である。例えば、静学的な労働供給のマーシャリアン弾力値について30の先行研究から得られた弾力値をまとめた Evers et al. (2008) は男性についての弾力値の平均値が0.07に比べ、女性についての弾力値の平均値の方が

0.43 と高いとしている。また、学歴別に見たとき、就業率が顕著に低下している低学歴者ほど、賃金弾力性が高い。

本章の貢献は、日本における両親と同居している若年者の労働供給についてエクステンシブ・マージンのマーシャリアン弾性値を、個票データを用いて推定したことにある。本章よりも広い年齢層 (25 歳以上 55 歳未満) を対象にした別所 (2010) では世帯所得の内生性の問題について、単身世帯のみを対象にすることで家族間での資源配分問題を捨象するという方法を用いて労働供給の賃金弾力性を推定している。これに対し、本章は若年無業者について単身世帯が 14% しかいないというサンプルの偏りを避けるため、より若年者サンプル全体の平均に近い属性を持つ両親と同居している世帯について操作変数を用いた推定という別の手段をとった\*4。

また、本章では学歴グループごとで弾性値に大きな違いがあることを示した。低学歴者の賃金弾性値について、Abe and Tamada (2010) は就業構造基本調査の集計データから 25 歳以上 59 歳以下の中卒男性についてエクステンシブ・マージンの弾性値を推定し 0.15 という値を得ているが、本章ではサンプルサイズが大きな個票データを用いることで、他の学歴グループとの弾性値の違いを推定した。本章では、20 歳以上 29 歳以下の中卒男性については 0.18、中卒女性では 1.27 と推定され、0.01 と推定された大卒男性女性と比べ、低学歴層で賃金弾力性が高いということを示した。特に、中卒女性にとって時間当たりの賃金の上昇は就労確率を非常に高めるといった政策的な示唆が得られた。

\*4 別所 (2010) では、サンプル全体 (25 歳以上 55 歳未満単身者) でのエクステンシブ・マージンの弾性値の推定値は 0.05、男性については 0.01、女性については 0.144 と報告されており、対象と手法が異なる本章と比べ推定値に若干の違いがあるが、男女間の大きさや男女計の推定値について一貫性のある結果が報告されている。

## 4.2 推定モデル

本章では、静学的な労働供給モデルの実証を行う。そこで、本章では次のような労働供給モデルを考える。個人は基準財  $x$  と余暇  $l$  による効用関数  $U(x, l)$  を、処分可能な総時間  $T$  と市場から得られる市場賃金率  $w$ 、不労収入である世帯収入  $A$  で定義される予算制約式  $x = w(T - l) + A$  のもとで最大化する最適化問題に直面しているとする。  $T$  と  $A$  を所与としたとき、賃金に関してこの個人が就労する条件すなわち  $(T - l) > 0$  となる条件は

$$w > \frac{U_l}{U_x} \quad | \quad T = l, x = A \quad (4.1)$$

である。つまり、個人が就労していないときの基準財と余暇の限界代替率を市場賃金率が上回るとき、個人は就労する。この個人が就労していないときの基準財と余暇の限界代替率を留保賃金率  $w_r$  と定義する。個人が就労したとき得られる賃金率の対数値  $\ln(w)$  が個人の留保賃金率の対数値  $\ln(w_r)$  を上回るとき個人は就労する。また個人の留保賃金率の対数値  $\ln(w_r)$  を観察できる個人の属性  $z_1$ 、世帯収入  $y_2$ 、その他の観察できない個人の選好や家族属性などが含まれる誤差項  $u_1$  による線形関数で表現することで、次のようなプロビット推定モデルとして労働供給関数を得ることができる。

$$y_1^* = \ln(w) - \ln(w_r) = \ln(w) + z_1\delta_1 + \alpha_1 y_2 + u_1 \quad (4.2)$$

$$y_1 = 1 [y_1^* > 0]$$

誤差項  $u_1$  が正規分布に従いかつ説明変数である個人の属性  $z_1$ 、世帯収入  $y_1$  と関連しな

いとき、それぞれのパラメータ  $\delta_1, \alpha_1$  をプロビット推定が可能である。静学的な労働供給モデルでは、賃金率の上昇は就労確率を上昇させる正の効果をもち、本人以外の世帯所得は不労所得として労働意欲を妨げ、就労確率を低くすることが予想されるため、 $\alpha_1$  は負の値をとると予想される。

ただし、労働供給関数の推定において、本人を除く世帯所得という変数は内生である可能性が高い。まず本人以外の世帯所得が若年者の労働供給に与える因果関係を推定する際、若年者の労働供給もしくはそこから得られる所得が配偶者、両親の労働供給に影響を与えるという逆因果がバイアスを生む可能性がある。例えば、ここで挙げたモデルと異なり、意思決定の主体が世帯である場合が考える。この場合、世帯の構成員の労働供給は、世帯の構成員それぞれの選好で規定される何らかの単一の目的関数を最大化するように同時決定される。この時、若年者個人の観察されない選好は、本人の労働供給のみならず両親の労働もしくはそこから得られる労働所得に影響を与える。

そこで本章では、労働供給関数における世帯所得を外生変数として扱う推定と、内生変数として扱う推定をそれぞれ行った。また、未就業者についての賃金率のデータは存在しないため、本章では先行研究に倣い、まず賃金関数を父親と母親両方の教育水準を就業決定の除外操作変数としてヘックマン2段階推定を行うことで、未就業者の期待賃金率にその推定された当てはめ値を用いる。また、賃金関数については、時間当たり賃金率(円)を対数化した対数賃金を被説明変数に、年齢、女性ダミー、高卒ダミー、短大・高専ダミー、大卒ダミー、居住区について三大都市圏ダミー変数を説明変数として推定した\*5。

内生性を考慮しない推定では、まず賃金関数について世帯所得を除外操作変数としてヘックマン2段階推定を行うことで、未就業者の期待賃金率の当てはめ値を推定する。その

---

\*5 この節で用いられた変数の定義など詳細は次節を参照

当てはめ値を用いて、労働供給関数をプロビット推定した。このプロビット推定では、就業していれば1をとる就業ダミーを被説明変数とし、年齢、女性ダミー、高卒ダミー、短大・高専ダミー、大卒ダミー、居住区について三大都市圏ダミー変数という制御変数と、対数賃金と世帯所得を説明変数として推定している。

これに対して、世帯所得の内生性を考慮した推定では、世帯所得の同時性バイアスに対処するため、父親と母親両方の教育水準を除外操作変数として用い、ヘックマン二段階推定を行うことで、まず、未就業者の期待賃金率の当てはめ値を推定する。次にその当てはめ値を用いて、労働供給関数について操作変数プロビット推定を行った。ここでは、上記と同様の、就業ダミーを被説明変数とし、年齢、女性ダミー、高卒ダミー、短大・高専ダミー、大卒ダミー、三大都市圏ダミー変数という制御変数と、対数賃金と世帯所得を説明変数とした労働供給関数に推定しているが、こちらの推定では世帯所得を内生変数と考え、父親と母親両方の教育水準を除外外生変数として操作変数プロビット推定を行った。

それぞれの推定は、他の回帰から得られた推定量を説明変数として推定を繰り返すものであり、得られたパラメータの標準誤差の計算は複雑である。そこで、本章では500回分のブートストラップ標本を用い、それぞれの推定量の標準誤差を推定する。

整理すると、本章の推定手順は以下のとおりである。

#### 1. 世帯所得の内生性を考慮しない推定

- (a) 世帯所得を除外操作変数として労働参加によるサンプルセレクションを補正したミンサー型賃金関数の推定を行う。
- (b) 未就業者の賃金率の当てはめ値を、推定された賃金関数から得る。
- (c) 両親の教育水準を除外操作変数として、世帯所得の内生性を考慮した(4.1)および(4.2)式の労働供給関数のパラメータの推定を行う。

## 2. 世帯所得の内生性を考慮した推定

- (a) 父親と母親両方の教育水準を除外外生変数として労働参加によるサンプルセレクションを補正したミンサー型賃金関数の推定を行う。
- (b) 未就業者の賃金率の当てはめ値を、推定された賃金関数から得る。
- (c) 両親の教育水準を除外操作変数として、世帯所得の内生性を考慮した(4.1)および(4.2)式の労働供給関数のパラメータの推定を行う。

## 4.3 データセット

この節では、データセットの説明を行う。本章では、1992年、1997年、2002年に実施された就業構造基本調査の個票を用いる。就業構造基本調査は5年に1度行われている指定統計であり、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報センターから学術研究のために提供された秘匿処理済みの個票データを用いる。

分析対象として、20歳以上30歳未満で、通学者、学歴不詳者および配偶者を有する個人を除いたサンプルを用いる。また、賃金労働者と異なる就業形態である「自営業者」「自家営業の手伝い」「家庭で内職」を取り除いている。また、識別戦略のために、世帯主との続き柄が「子」となっている者のみをサンプルとして選んだ。また、提供されたデータでは家族構成について、それぞれ1992年では「特定家族類型」、1997年では「家族類型7区分」、2002年では「家族類型12区分」という変数で分類されており、ここではいずれも「夫婦と子供からなる世帯」に属するものをサンプルに用いた。

就業構造基本調査は年間所得、労働日数と週当たり労働時間が階級データで与えられているため、それぞれの中間値から賃金率を推定した。また、本人を除く世帯所得も同様に世帯年収の中間値から若年本人の労働所得の中間値を差し引くことで作成した。

また、個人の最終教育は「中学」「高校」「短大・高専」「大学・大学院」のカテゴリデータに与えられている。ここで学卒者を対象にしているため、それぞれ「中卒」「高卒」「短大・高専」「大卒」の4つのダミー変数を作成した。また、両親の教育水準もカテゴリデータで与えられている。それぞれの最終学歴に応じて、「中学」なら9年、「高校」なら12年、「短大・高専」なら14年、「大学・大学院」であれば16年という値をとる「教育年数」という変数を作成し、除外操作変数に用いる。両親の教育水準についてそれぞれ除外操作変数としてダミー変数を作成することも可能だが、世帯所得と除外操作変数の相関が弱いとき、推定量に大きなバイアスが生じる Weak Instruments の問題をここでは考慮した。また、秘匿処理によって、居住地は三大都市圏に在住か否か、年齢は5歳刻みのデータであたえられており、ここでは三大都市圏に住んでいるものは1をとるダミー変数、25-29歳であれば1をとるダミーを作成した。

これらの標本統計量は、表 4.1 のとおりである。図 4.2 で示すように就業ダミーの平均値が1992年は0.92に対して、1997年では0.88、2002年では0.84と記述統計からも就業率が落ち込んできていることが分かる。また、賃金率、世帯所得は1992年から1997年に上昇し、2002年では1992年を下回る水準となっていることがわかる。また、1992年から2002年にかけて高学歴化が進んでおり、1992年時点のサンプルには16%の大卒が含まれているのに対し、2002年では20%を超える水準に達している。次に学歴ごとに就業率の推移を見た。図 4.3、図 4.4 では、就業率の低下がそもそも就業率の低い低学歴者層に集中していることをしめしている。このことは、低学歴者の期待賃金率が低いため、就労確率が低いと解釈できる。

## 4.4 賃金弾力性の推定結果

表 4.2 では、労働供給関数の推定結果を示した。ここでは、サンプルを全サンプル、男性と女性に分けそれぞれの限界効果を示している。

まず、本人を除く世帯所得の効果であるが、外生的な世帯所得の効果は負である。これは、不労所得が若年者の勤労意欲を下げるという標準的な労働供給モデルの示唆と整合的である。次に、世帯所得の内生性についてであるが、世帯所得の内生性を考慮したとき、外生的な不労所得 100 万円の増加は平均的に就労確率を 2 パーcentageポイント下げるという結果が得られた。また、世帯所得の内生性を考慮しないとき、世帯所得の限界効果は過小評価されていることが分かる。これには、2つの解釈が与えられる。1つは世帯所得と誤差項に正の相関がある場合である。これは、若年者にとってより働きたいと思わせる嗜好もしくは観察されない世帯状況が他の世帯構成員の勤労意欲もしくは労働所得を上昇させている場合である。例えば、本章の推定では、居住区の効果は三大都市圏に住んでいるかどうかしか制御できていないため、観察できない地域属性が誤差項に含まれていると考えられる。ある世帯の居住区が世帯員全員にとって働くのに非常に好都合である場合が世帯所得の効果は正のバイアスをもって推定される。2つめは、世帯所得に計測誤差が存在する場合である。このような計測誤差が存在する場合、世帯所得の効果は 0 方向にバイアスをもち、過小に推定される。この傾向は 1992 年、1997 年、および 2002 年のサブサンプルごとに推定を行った表 4.3、表 4.4、表 4.5でも同様に観察された。

次に、対数賃金の効果であるが、これも労働供給モデルが示唆するように対数賃金の 1%の上昇は就労確率を平均的に 5 パーcentageポイント上昇させる。特にこの効果は女性に強く見られ、平均的な男性の限界効果が 0.037 に対し、平均的な女性の限界効果は 0.076

と非常に高い。世帯所得を考慮した場合とそうでない場合との比較について、男女で異なる結果が得られた。世帯所得の内生性を考慮しない場合、男性にとっての賃金の効果は過大に評価され、女性にとっての賃金の効果は過小に評価されている。

また、賃金率、学歴を制御したとき、女性は男性よりも勤労意欲が高いといえる。本章は、配偶者のいない者のみを対象としているため、結婚して家庭に入ることも、結婚せずに労働を選ぶというサンプル特有の選好を表しているかもしれない。ただし、世帯所得の内生性を考慮したとき、女性は男性に比べ有意に就労確率が高いものの、その差は大きくない。

年齢の効果については、全サンプルでみると25-29歳の者の方が20-24歳に比べ就労確率が低いことが分かる。内生性を考慮したとき、男性に関しては有意ではないものの、内生性を考慮した場合と考慮しない場合ともに25-29歳の者の方が就労確率は低いことが分かる。ここでは、賃金率は制御されているため、年齢の上昇は留保賃金を高めるということが示唆される。例えば、労働市場経験による人的資本の蓄積は、求職活動時の期待賃金率を高める。そのため、企業から同額の賃金率の賃金率を提示されたとき、市場経験年数の少ない20-24歳に比べ、25-29歳の者の方がその提示を受託せず求職活動する確率は高いと考えられる。

学歴の効果については、世帯所得の内生性を考慮したときと考慮しない場合とで非常に異なる。世帯所得の内生性を考慮した場合、男女計、男性、女性ともに高学歴者ほど勤労意欲が高いといえるのに対し、内生性を考慮しない場合、低学歴者ほど勤労意欲が高いといえる。本章の推定では、賃金率を制御しているため、これら学歴の効果は、年齢同様留保賃金に影響を与えると考えられる。学歴が留保賃金に与える効果としては、年齢同様に人的資本の蓄積を促し留保賃金を上昇させる効果があるが、それ以外に学歴という変数はその

個人の選好の代理指数という側面もある。そのため、世帯所得の内生性を考慮した際、高学歴の選好は人的資本による期待賃金率の効果を上回るほど留保賃金を非常に低くし、就業確率を高めるという解釈ができる。

世帯所得の内生性を考慮しないときに生じる対数賃金の限界効果のバイアスの方向は、男女間で異なるように見えるが、これは男女別サンプルの平均で評価したためであり、女性ダミー以外の説明変数を同じ値として限界効果を評価した場合、対数賃金についての限界効果は過大に推定されていることが分かる。例えば「対数賃金」を7とし\*6、「世帯所得」が690万円の1992年における20~24歳の高卒と固定して評価することで確認できる。この場合、男性について内生性を考慮した対数賃金の限界効果は0.03に対し、内生性を考慮しない場合の限界効果は1.02と対数賃金の効果は過大に評されており、女性については前者が0.10に対し、後者が0.52と男女ともに世帯所得の内生性を考慮しない場合と対数賃金の限界効果は過大に評価されることが分かる。

また、賃金弾力性の推定値にも、対数賃金の限界効果と同様のバイアスが生じる。就業確率は推定されたパラメータに関する標準正規分布の分布関数 $\Phi$ で評価できる。本節から得られたパラメータを用い、就業ダミーの条件付き期待値 $\Phi(w, z_1, y_2)$ を得れば、その賃金弾力性を以下の式から推定できる。

$$\frac{\partial \Phi(w, z_1, y_2)}{\partial w} * \frac{w}{\Phi(w, z_1, y_2)} = \frac{\partial \Phi(w, z_1, y_2)}{\partial \ln(w)} * \frac{1}{\Phi(w, z_1, y_2)} \quad (4.3)$$

表4.6が示すように対数賃金の限界効果と同様に賃金弾力性に関しても、全サンプル男女すべてにおいて内生性を考慮しない場合、賃金弾力性は高く評価されている。また、世帯所得の内生性を考慮し単身世帯のみで推定した別所(2010)と、今回の両親と同居する若

\*6 この時、時間当たり賃金率は約1097円である。

年者を用いて内生性を考慮して推定した賃金弾力性は非常に似た結果となっており、それぞれ補完的な結果を得た。また、男女で賃金弾力性を比較した際、女性の方が高い値をとっている。

## 4.5 学歴グループ間の賃金弾力性

最後に、学歴別に見た賃金弾力性を推定する。図 4.3、図 4.4 が示すように近年の就業率の低下は低学歴グループに集中している。この低学歴グループの就業率の低下が 90 年代の不況を通じた賃金率の低下によるものであれば、低学歴グループについて税引き後の賃金率を上げる政策は就業率を引き上げると予測される。一方、このグループの就業率が賃金率にあまり反応しない場合、その他の世帯や個人の属性が重要な役割を果たしていると解釈される。そこで、男女それぞれ学歴を中卒、高卒、短大・高専、大卒の 4 つの区分で分け、それぞれの賃金弾力性を推定した。

表 3 はその結果である。まず、低学歴者ほど賃金弾力性が高いことがうかがえる。このことは、女性の低学歴者に対し税引き後の賃金率の向上が就業率を上昇させるという政策的示唆を含んでいる。ただし、大卒者については男女ともに非常に小さい。図 4.3、図 4.4 では、大卒者とくに男性大卒者の就業率は低下しているが、その要因として賃金率以外の世帯属性や個人属性の変化が重要だと思われる。また、先行研究で指摘されてきた女性のほうが、賃金弾力性が高いということについては、学歴別ごとにみても同様である。また、中卒男性についての賃金弾力性は 0.17 であり、Abe and Tamada (2010) で得られた推定値 0.15 とも整合的である。

## 4.6 本章での結論

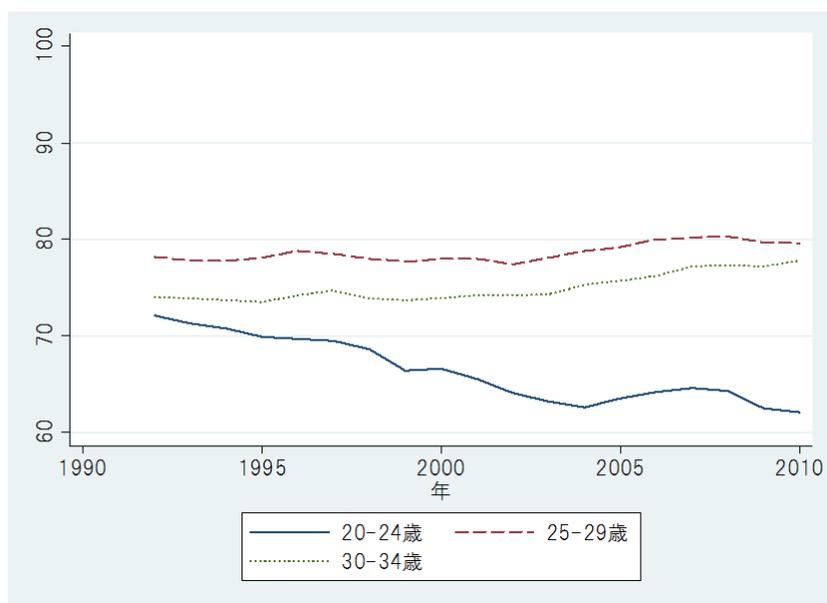
本章では、1992年から2002年までの若年者の就業率について、就業するか否かについて労働供給関数、その賃金弾力性を推定した。また、本章では、労働供給関数を推定する際に問題になる世帯所得の内生性を考慮し、操作変数法を用いて推定した。その結果、世帯所得の内生性を考慮しない場合、世帯所得の効果は過小に評価され、一方、賃金弾力性が非常に高く評価されることを示した。

本章で得られた賃金弾力性の推定値は全サンプルで0.06、男性で0.05、女性について0.09であり、先行研究と整合的である。また、学歴別に見たとき、就業率が顕著に低下している低学歴者ほど、賃金弾力性が高い。

2010年代の旧民主党政権時では「税と社会保障の抜本改革」の一環として検討された給付付き税額控除のように、低所得層への社会政策的給付はたびたび提案される。本章の結果は、これらの政策が大きく関心を持つ低所得層の労働インセンティブに対して肯定的な示唆をもつ。本章での結果、高い賃金弾力性を見いだされたのは無業層も多く、賃金率も比較的低い低学歴層であった。これに対しては、職業訓練による低学歴者の限界生産性を向上させる政策を通じて、低学歴者をより高い賃金率で雇うインセンティブを企業に与えることで改善できると考えられる。以上のことから、給付付き税額控除の導入や職業訓練支援等の政策を通じた、労働者の税引き後の賃金率の上昇による就業率の改善は可能と考える。

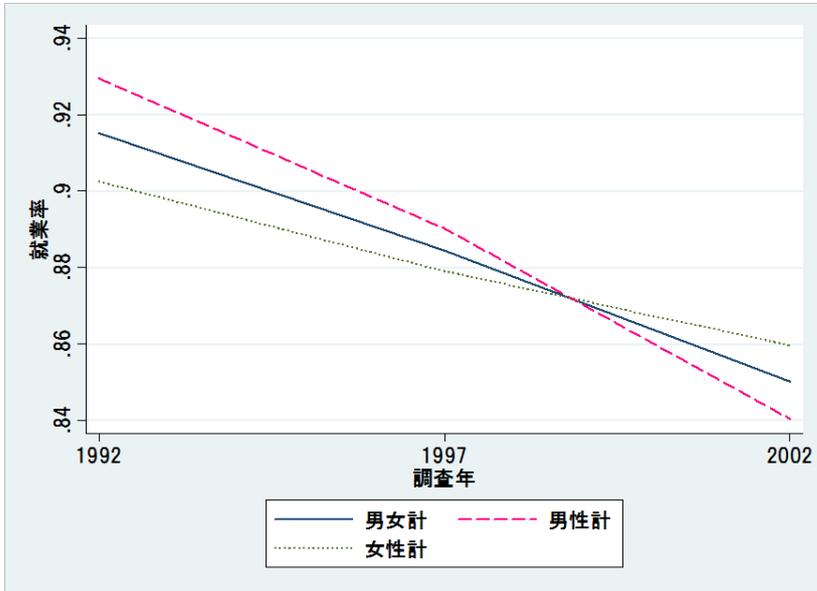
## 4.7 図表

図4.1 若年者の就業率の推移（男女計）



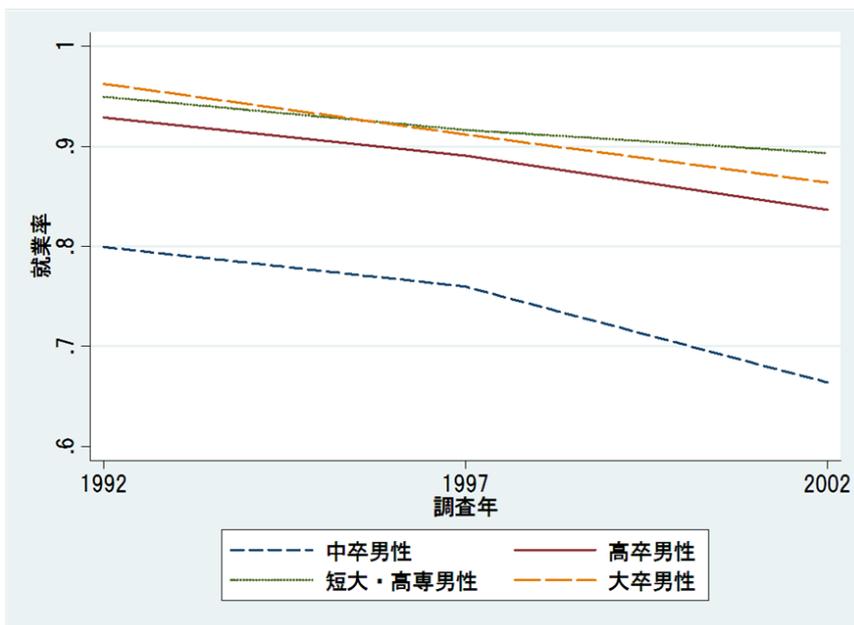
出所：労働力調査

図4.2 就業率の低下（男女計、両親と同居する 20-29 歳、ただし通学者、自営業者は除く）



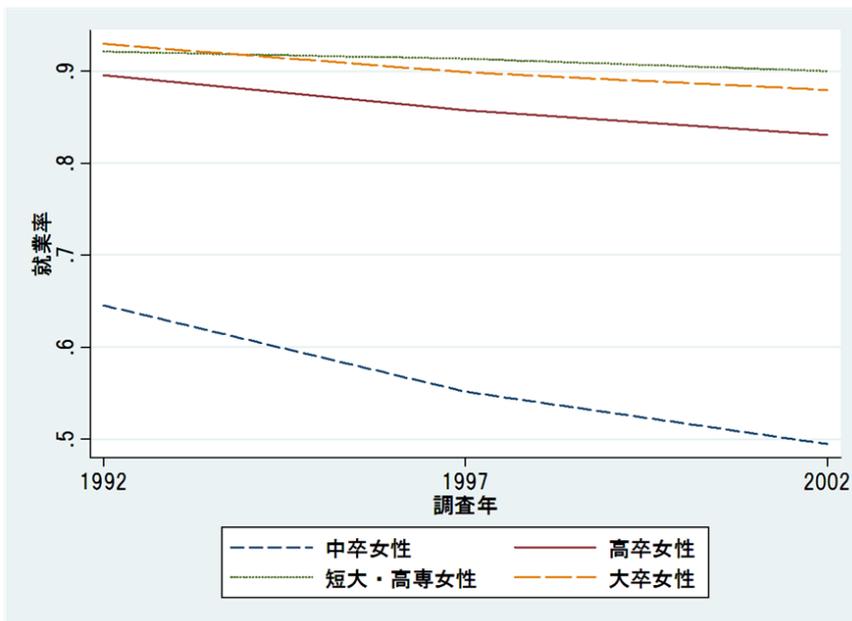
出所：就業構造基本調査より著者作成

図4.3 男性の就業率の推移（両親と同居する 20-29 歳、ただし通学者、自営業者は除く）



出所：就業構造基本調査より作成

図4.4 女性の就業率の推移 (両親と同居する 20-29 歳、ただし通学者、自営業者は除く)



出所：就業構造基本調査より著者作成

表4.1 記述統計量 (20-29 歳、両親と同居する未婚者、ただし通学者、自営業者は除く)

調査年	1992 年		1997 年		2002 年	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
変数						
就業ダミー	0.92	0.28	0.88	0.32	0.84	0.36
三大都市圏ダミー	0.42	0.49	0.41	0.49	0.37	0.48
女性	0.53	0.50	0.52	0.49	0.51	0.49
年齢	23.90	2.42	24.22	2.48	24.61	2.49
高卒	0.52	0.50	0.48	0.50	0.43	0.50
短大・高専	0.27	0.44	0.29	0.46	0.29	0.45
大卒	0.16	0.36	0.18	0.38	0.22	0.22
世帯所得 (百万円)	7.02	3.26	7.43	3.27	6.90	3.36
時間当たり賃金率 (円)	1247.64	548.63	1348.09	580.80	1223.10	562.42
教育年数 (父)	11.31	2.28	11.67	2.31	11.96	2.37
教育年数 (母)	10.97	1.73	11.37	1.74	11.72	1.75
標本数	35905		34836		27796	

出所：就業構造基本調査より著者推定、変数の定義は本文に従う

変数の説明

- ・「就業ダミー」：有業であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数
- ・「三大都市圏ダミー」：三大都市圏に住んでいるものは1をとるダミー変数
- ・「女性」：女性であれば1をとるダミー変数
- ・「高卒」：最終学歴が「高校」であれば1をとるダミー
- ・「短大・高専」：最終学歴が「短大・高専」であれば1をとるダミー
- ・「大卒」：最終学歴が「大学・大学院」であれば1をとるダミー
- ・「世帯所得」：世帯年収から若年本人の労働所得を差し引いたもの
- ・「時間当たり賃金率」：時間当たり賃金率
- ・「教育年数 (父)」：父親の教育水準。「中学」なら9年、「高校」なら12年、「短大・高専」なら14年、「大学・大学院」であれば16年という値をとる。
- ・「教育年数 (母)」：母親の教育水準。「中学」なら9年、「高校」なら12年、「短大・高専」なら14年、「大学・大学院」であれば16年という値をとる。

表4.2 就業決定モデルの推定 (20-29歳、両親と同居する未婚者、ただし通学者、自営業者は除く)

被説明変数: 就業ダミー	全サンプル		男性		女性	
	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮
世帯所得の内生性	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮
対数時間当たり賃金率	0.056 (0.021)	0.051 (0.003)	0.104 (0.003)	0.037 (0.004)	0.007 (0.001)	0.076 (0.003)
世帯所得	-0.000 (0.000)	-0.021 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.032 (0.015)	-0.000 (0.000)	-0.022 (0.002)
三大都市圏	-0.006 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.011 (0.003)	-0.001 (0.000)	-0.017 (0.003)
女性	0.005 (0.004)	0.001 (0.002)				
年齢	-0.011 (0.001)	-0.02 (0.002)	-0.019 (0.001)	-0.005 (0.004)	-0.001 (0.000)	-0.039 (0.003)
高卒	-0.011 (0.001)	0.134 (0.042)	-0.008 (0.001)	0.129 (0.057)	-0.013 (0.001)	0.153 (0.001)
短大・高専	-0.018 (0.002)	0.154 (0.003)	-0.004 (0.002)	0.123 (0.004)	-0.026 (0.003)	0.200 (0.007)
大卒	-0.038 (0.003)	0.134 (0.003)	-0.02 (0.002)	0.138 (0.004)	-0.124 (0.014)	0.132 (0.004)
N	98537	98537	47426	47426	51111	51111

注：プロビット推定による限界効果推定値の平均値を報告

() 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

表4.3 就業決定モデルの推定 (1992年)

被説明変数: 就業ダミー	全サンプル		男性		女性	
	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮
世帯所得の内生性						
対数時間当たり賃金率	0.047 (0.004)	0.047 (0.004)	0.037 (0.005)	0.023 (0.005)	0.006 (0.006)	0.069 (0.007)
世帯所得	-0.010 (0.001)	-0.012 (0.001)	-0.009 (0.001)	-0.052 (0.001)	-0.017 (0.001)	-0.006 (0.002)
三大都市圏	-0.028 (0.002)	-0.021 (0.002)	-0.023 (0.019)	-0.019 (0.020)	-0.035 (0.003)	-0.049 (0.003)
女性	0.095 (0.013)	0.037 (0.013)				
年齢	-0.011 (0.001)	-0.011 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.022 (0.001)	-0.020 (0.001)
高卒	-0.026 (0.005)	0.033 (0.002)	-0.015 (0.003)	-0.059 (0.005)	-0.021 (0.008)	-0.057 (0.011)
短大・高専	-0.054 (0.002)	0.016 (0.002)	-0.089 (0.004)	0.014 (0.003)	-0.256 (0.092)	0.081 (0.031)
大卒	-0.116 (0.007)	0.139 (0.009)	-0.0827 (0.007)	0.105 (0.012)	-0.160 (0.013)	0.177 (0.016)
N	35905	35905	16830	16830	19075	19075

注: 20-29歳、両親と同居する未婚者、ただし通学者、自営業者は除く

プロビット推定による限界効果推定値の平均値を報告

() 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

表4.4 就業決定モデルの推定 (1997年)

被説明変数: 就業ダミー	全サンプル		男性		女性	
	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮
世帯所得の内生性						
対数時間当たり賃金率	0.079 (0.004)	0.061 (0.005)	0.081 (0.007)	0.044 (0.007)	0.008 (0.002)	0.089 (0.008)
世帯所得	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
三大都市圏	-0.028 (0.003)	-0.028 (0.003)	-0.029 (0.005)	-0.024 (0.005)	-0.026 (0.004)	-0.030 (0.005)
女性	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)				
年齢	-0.005 (0.005)	-0.002 (0.001)	-0.009 (0.001)	-0.007 (0.007)	-0.005 (0.001)	-0.002 (0.004)
高卒	-0.107 (0.007)	0.113 (0.007)	-0.081 (0.007)	0.090 (0.008)	-0.165 (0.012)	0.012 (0.013)
短大・高専	-0.138 (0.007)	0.155 (0.009)	-0.095 (0.009)	0.116 (0.011)	-0.204 (0.013)	0.214 (0.016)
大卒	-0.112 (0.007)	0.140 (0.009)	-0.076 (0.009)	0.109 (0.012)	-0.180 (0.014)	0.199 (0.018)
N	34836	34836	16,775	16775	18061	18061

注: 20-29歳、両親と同居する未婚者、ただし通学者、自営業者は除く

プロビット推定による限界効果推定値の平均値を報告

() 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

表4.5 就業決定モデルの推定 (2002年)

被説明変数: 就業ダミー	全サンプル		男性		女性	
	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮	考慮せず	考慮
世帯所得の内生性						
対数時間当たり賃金率	0.037 (0.006)	0.030 (0.006)	0.071 (0.008)	0.084 (0.008)	0.092 (0.008)	0.023 (0.009)
世帯所得	-0.023 (6.14e)	-0.024 (1.71e)	-0.003 (8.96e)	-0.002 (1.97e)	-0.019 (8.45e)	-0.201 (2.69e)
三大都市圏	-0.022 (0.004)	-0.027 (0.005)	-0.022 (0.006)	-0.013 (0.007)	-0.025 (0.006)	-0.027 (0.007)
女性	-0.081 (0.035)	0.022 (0.009)				
年齢	-0.008 (0.007)	-0.004 (0.008)	0.003 (0.001)	0.002 (0.001)	0.003 (0.001)	0.004 (0.001)
高卒	0.013 (0.008)	0.015 (0.009)	0.014 (0.012)	0.012 (0.012)	0.018 (0.015)	0.019 (0.016)
短大・高専	0.019 (0.009)	0.021 (0.014)	0.015 (0.012)	0.017 (0.014)	0.045 (0.015)	0.065 (0.017)
大卒	0.144 (0.009)	0.177 (0.011)	0.112 (0.011)	0.157 (0.014)	0.211 (0.016)	0.240 (0.020)
N	27796	27796	13821	13821	13975	13975

注: 20-29歳、両親と同居する未婚者、ただし通学者、自営業者は除く

プロビット推定による限界効果推定値の平均値を報告

() 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

表4.6 世帯所得の内生性を考慮した就業確率の賃金弾力性の推定 (20-29歳の両親と同居する未婚者、ただし通学者および単身世帯除く)

賃金弾力性	全サンプル	男性	女性
内生性を考慮せず	0.94 (0.0009)	0.83 (0.0010)	1.01 (0.0016)
内生性を考慮	0.06 (0.0001)	0.05 (0.0001)	0.09 (0.0002)

0) 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

表4.7 男女学歴別賃金弾力性の推定 (20-29歳の両親と同居する未婚者、ただし通学者および単身世帯除く)

学歴	中卒	高卒	短大・高専	大卒
男性	0.18 (0.06)	0.06 (0.01)	0.04 (0.01)	0.01 (0.02)
女性	1.27 (0.60)	0.11 (0.01)	0.07 (0.03)	0.01 (0.06)

注：0) 内は500回分のブートストラップ標本による標準誤差

表4.8 20-29歳の労働市場参加率の構成比 (20-29歳の両親と同居する未婚者、ただし通学者および単身世帯除く)

男性	中卒	高卒	短大・高専	大卒
就業者	0.74	0.89	0.92	0.92
求職者	0.19	0.08	0.07	0.07
非求職者	0.07	0.02	0.01	0.01
女性	中卒	高卒	短大・高専	大卒
就業者	0.58	0.87	0.91	0.90
求職者	0.27	0.10	0.07	0.08
非求職者	0.15	0.03	0.02	0.02

## 第5章

# 海外現地法人の雇用創出・喪失と日本国内雇用との関係について

### 要旨

本章は、国内および海外に子会社をもつことで企業グループを形成する多国籍企業の海外事業活動規模の拡大によって、企業グループ全体の国内労働需要に及ぼすのかを分析する。用いるのは、「経済産業省企業活動基本調査」（1992年および1995年から2013年まで）および「海外事業活動基本調査」（1996年から2013年まで）の調査票情報である。その結果、1990年代以降の日本製造業企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して正の影響は与えず、点推定で見ると海外現地法人従業者数の成長率1%に対して国内従業者数は0.01%減少するという小さくまた統計的に非有意な雇用減少をもたらすという結果が得られた。これらの統計的に有意でない結果は、推定における標準誤差の大きいということもあり、海外直接投資の効果を十分に示していないかもしれない。このような負の影響は実際にあったとしても、1990年代に実際に海外進出した企業に見られる国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消されてしまったため、比較的小さい点推定値が得られたのではないかと考える。

## 5.1 導入

近年、日本企業、とくに大企業が世界中に拠点を構えつつ世界を股にかけて事業活動を行う例が増えてきている。多国籍企業における内部労働市場は国内本社と海外現地法人の異なる所在地を前提にして構成される。そのため同じ職種・職位の従業員でありながらも、生活水準や技術水準の大きく異なる地域間また職場間で異なる処遇や評価を行うルール策定が内部労働市場には求められることになる。このような内部労働市場の国際的外延化はこれまでの内部労働市場の議論で明示的に意識されることはなかった(白木, 2006)。本論文でも多国籍企業の内部労働市場の分析に立ち入ることが出来た。しかし、多国籍企業における組織内での労働資源配分を分析する端緒として、国内従業員と海外現地法人従業員との資源配分について分析する。

本章は、日本の企業レベルのパネル・データを用いて、近年の海外事業活動の拡大による現地での雇用創出が国内の雇用喪失につながるのではないかという仮説を検証する。海外直接投資の増加による国内生産拠点の縮小が国内産業の労働需要の縮小をもたらし、国内の雇用が減少するのではないかという懸念が常にあり、日本の多国籍企業の国内労働需要と国外労働需要との関係を明らかにすることは政策的に重要だと考えられる。本章では、「経済産業省企業活動基本調査」「海外事業活動基本調査」の二つの政府統計個票データを接続することを通じ、海外に子会社を持つ日本企業について、企業組織や経済環境の変化に対する雇用調整において、本社の国内での雇用水準、海外子会社の雇用水準がどのように変化するのか同時に観察、それぞれの代替・補完関係および雇用調整に関する費用構造の実証分析を行う。これらを通じて、日本の多国籍企業が日本国内・国外の雇用水準に与える影響に対し、実証的な知見を得ることができるとともに、今後の日本企業の海外事業展

開に関する政策形成について有用な示唆を得ることができる。

海外直接投資による本国雇用に与える影響についての実証研究としては、日本のみならず、フランス、イタリア、ドイツ、アメリカをはじめとする国々のデータを用いた研究が行われている。Navaretti et al. (2009) や Hijzen et al. (2011)、Castellani et al. (2008) ではフランス、イタリアのデータを用いて国内企業が海外直接投資を始めることによる国内雇用へ影響は有意ではないもののフランスまたはイタリアではおよそ 10% 増加させるという結果を報告している、また Wagner (2011) ではドイツのデータを用いた実証研究で雇用に対しては少なくとも負の効果はないことを報告している。アメリカについての研究でも Desai et al. (2009) が雇用に負の効果なしとしている一方、Harrison and McMillan (2011) は雇用への影響は小さいとしながらも、低所得国への海外直接投資が 10% 増加することによっては国内の雇用を 3.7% 減少させるとしている。

海外事業活動の拡大に伴う日本国内雇用への影響についても海外の研究と同様に、多くの研究が雇用に対して正の影響があるとする一方で、アジア向けもしくは発展途上国向けの投資では負の影響があるという報告もある。Yamashita and Fukao (2010)、Ando and Kimura (2011) によれば、企業の海外活動の 10% の拡大が国内雇用にも 2% ほど正の影響を与えるという。さらに、Ito and Tanaka (2014) は、国内の取引先企業の雇用への影響も含めて分析し、同様の結論を導いている。また、Kambayashi and Kiyota (2015) では、Harrison and McMillan (2011) の手法を用いて、投入財の価格と投入量の関係から、国内雇用と海外雇用および資本設備との代替関係を推定し、日本における製造業従業者成長率鈍化の原因は海外進出よりも資本設備との代替関係によるものと結論付けている。一方、Edamura et al. (2011) ではアジア向けの直接投資は雇用に負の影響を与えると報告している。

これまでの実証研究の手法上の論点は、国内労働需要と国外労働需要とが共に企業の意思に基づく同時決定性の問題を如何に克服するかである。Helpman et al. (2004) の示唆するところによると、より高度な生産技術を保有する企業ほど海外現地法人を設立する傾向にあるが、より生産技術が高い企業ほど国内生産の規模、従業員規模も大きくなることが考えられる。この場合、実証研究を行う際に、海外現地法人の設立による国内雇用への影響を識別するのが困難になる。

このような問題に対し、パネル・データを元に、海外現地法人設立をする確率が近い企業のうち、海外現地法人を実際に設立したものとそうでないものを比較する傾向スコアマッチング法を用いて、海外現地法人設立による国内労働への影響をみる手法が多く用いられている。例えば Navaretti et al. (2009)、Hijzen et al. (2011)、Castellani et al. (2008)、Ando and Kimura (2011) や、Ito and Tanaka (2014) がこれにあたる。しかし、マッチングの手法では、海外現地法人の設立要因が完全に外生的なものとして扱えるかは自明ではない。一方、本国および現地の賃金率、製品価格といった企業の意思決定とは外生的な変数を用いた需要関数を推定するアプローチ、Harrison and McMillan (2011) や Kambayashi and Kiyota (2015) がとった方法では、賃金率のマクロ的もしくは時系列的な変化による雇用変動はそれ以外の年効果によるものと区別できず、企業間の賃金差を用いて識別しようとするれば、その賃金差が企業の生産技術との相関がないという外生性の条件が満たされるかという問題が残ることになる。

企業の対外直接投資の要因としては、Melitz (2003) や Helpman et al. (2004) が強調した企業の生産性等の企業特有の要因<sup>\*1</sup>と、マクロの経済環境の要因が考えられる。マクロの経済的要因としては、深尾 (1997) が示したように、(1) ある国の国際移動できない経営資

<sup>\*1</sup> 英語文献では Melitz and Redding (2014) に企業の生産性に関する異質性と企業の国際化との関係に関する理論のサーベイがまとめられている。

源の量が当該国内にある生産要素賦存量に比べ豊富な場合や、(2) 当該国の実効為替レートが割高になって引き起こされる。また、(3) 関税や輸送費などの貿易障壁が高まった場合にも直接投資が貿易にとって代わる。

本章では、マクロ経済的な要因によって生じる外生的な海外労働需要の増加による国内労働への影響を推定することを目指した。上記に挙げた概念的なマクロショックは、実際に貿易財ごとに異なる関税率や輸送費の変動、海外現地法人が複数の国に存在する多国籍企業が直面する実効為替レートの変動、災害などによる経済環境の変化によって生じる測定し難い経営資源の賦存量の変化といった測定または集計し難いという困難が考えられる。そこで、本章では Bartik (1991) によるマクロ経済的な要因によって生じる労働需要の変動の計算方法を利用する。この手法は、地域ごとに分断される地域市場の分析において内生的に変動されると考えられる労働需要に対する操作変数として考案された。この手法は、特定の産業に対する全国的な需要の増加はどの地域でも直面する一方で、地域ごとに異なる産業構造の異なるため生じる地域市場毎の労働需要の変動を操作変数とする手法である。つまりこの手法は、事前に与えられる地域ごとの産業構造の違いは分析時点の経済環境の変化によって外生変数であるという仮定によって識別を行うことになる。

ここでは、海外諸国それぞれで生じたマクロ経済ショックが与える多国籍企業への影響は、多国籍企業が過去の進出状況、すなわちどの国に重点的に進出していたかによって異なるであろうという仮説を前提とする。この手法で得られた外生的な海外労働需要の変動を用いることで、海外労働需要と国内労働需要との関係の把握を行った。

本章の推定手法は以下のようなものである。「企業活動基本調査」と「海外事業活動基本調査」の個票データをそれぞれの名簿情報に基づいてマッチングした上で、海外子会社形式での粗進出数・粗撤退数を計測する。また、海外での粗雇用創出 (gross job creation)

・粗雇用喪失 (gross job destruction) を計測する。粗雇用創出・粗雇用喪失に関しては、Davis et al. (1996)、Davis et al. (1998) の方法がほぼ確立した手法となっており、これらに準じた方法で計測を行う。さらに、これらの計測結果を、産業別・企業規模別に集計して業種・企業別による違いを観察する。

次に、国内親会社の粗雇用創出・粗雇用喪失を計測し、海外活動との関係について計量的に分析する。具体的には、海外子会社数・売上高・雇用の変化と国内親会社の売上高・雇用の関係について相関係数の計測、有意差検定、回帰分析等を行い、グローバル展開と国内活動の代替性／補完性を明らかにする。

本章では、1990年代以降の日本の製造業の従業者成長率について、製造業計のデータセットと既に海外直接投資を行った既進出企業データという二つのデータセットについて考察をおこなった。

その結果、1990年代以降の日本の多国籍企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して有意な正の影響は見られず、点推定で見ると海外の雇用成長1%に対して0.01%の雇用減少をもたらすという結果が得られた。

このような負の影響は実際にあったとしても、1990年代に実際に海外進出した企業に見られる国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消されてしまっていたため、本章では比較的小さい値であると評価する。まず企業特殊的な要因を制御しない場合、海外事業所の従業者数の増加は国内の雇用を増加させるように見えるが、そのような属性を制御しマクロ経済的な要因による海外従業者数の増加は国内の従業者数に正の影響を与えるという結果は得られない。これは生産技術の向上などの企業特殊的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている企業がデータセッ

トに多く含まれていることを示唆している。また本章で用いた企業活動基本調査および海外事業活動基本調査は、日本の製造業に属する企業について十分なカバレッジを持つことから、企業特種的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている製造業企業がデータセットに多く含まれているという傾向は1990年代の日本製造業の傾向を反映していると考えられる。最後に本章の構成は以下のとおりである。まず第2節で推定する経済モデルの構造を述べる。第3節では、利用したデータセットの概要と作成方法を概観する。第4節では、推定結果とそれに対する考察を述べる。

## 5.2 理論モデル

日本企業の労働需要関数を考える。ここでは、国内における労働力と海外現地法人における労働力を使用して生産する企業についての労働需要モデルを考える。

まず日本の産業  $o$  に属する企業  $i$  の  $t$  期の生産量の合計  $Y_{oit}$  は国内の生産要素  $X_{oit}^{dom}$  と海外現地法人で使われる生産要素  $X_{oit}^{for}$  を使って、以下の生産関数のもとで生産される。

$$Y_{oit} = f(X_{oit}^{dom}, X_{oit}^{for} | \theta_{oit}) \quad (5.1)$$

$X_{oit}^{for}$  は各国  $j$  (全  $J$  か国) における現地法人での生産要素  $X_{1oit}^{for}, \dots, X_{joit}^{for}, \dots, X_{Joit}^{for}$  の集計量とする。 $\theta_{oit}$  は生産関数のパラメータであり、企業ごとに異質性があることを許容している。以下ではこの  $\theta_{oit}$  を企業の異質性と呼ぶ。

この企業が直面する費用  $C_{oit}$  について、 $X_{oit}^{dom}, X_{oit}^{for}$  を所与とすれば、次のように書ける。

$$C_{oit} = w_{oit}^{dom} X_{oit}^{dom} + w_{oit}^{for} X_{oit}^{for} \quad (5.2)$$

$w_{oit}^{dom}$  は国内の生産要素  $X_{oit}^{dom}$  の要素価格、 $w_{oit}^{for}$  は海外現地法人の生産要素  $X_{oit}^{for}$  の要素価格それぞれについて生産財  $Y_{oit}$  の価格で実質化した実質要素価格である。

この企業の各生産要素の需要  $X_{oit}^g$  は、各要素の実質要素価格のもとで生産量  $Y_{oit}$  を生産するための費用最小化問題から導出される需要関数で定まる。すなわち、

$$X_{oit}^g = D_{oit}^g(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (5.3)$$

この  $X_{oit}^g$  をそれぞれ購入するための費用は以下の費用関数  $C$  で与えられる。

$$C(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) = w_{oit}^{dom} D_{noit}^{dom}(w_{1oit}^{dom}, \dots, w_{Noit}^{dom}, w_{11oit}^{for}, \dots, w_{JNoit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \\ + w_{oit}^{for} D_{oit}^{for}(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (5.4)$$

次に、各生産要素のうち国内の労働需要を考える。まず国内生産要素を  $X_{1oit}^{dom}$ 、それ以外の生産要素需要ベクトル  $\underline{X}_{oit}$ （ここでは海外現地法人における生産要素  $X_{oit}^{for}$  に相当する）とすると、この生産要素ベクトル  $\underline{X}_{oit}$

$$\underline{X}_{oit} = \underline{D}_{oit}(w_{oit}^{dom}, w_{oit}^{for}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (5.5)$$

となる。

$Y_{oit}$  および  $\theta_{oit}$  を所与として与えられた時、 $X_{1oit}^{dom}$  に関する費用最小化問題は、

$$\min : C_{oit} = w_{1oit}^{dom} X_{1oit}^{dom} + c_{oit}(oit) \quad (5.6)$$

$$s.t : f(X_{1oit}^{dom}, \theta_{oit}) = Y_{oit}$$

$$\text{where } C_{oit} = w_{oit}^{for} X_{oit}^{for}$$

この費用最小化問題を解くと、 $X_{oit}^{dom}$  は以下の条件を満たす。

$$\frac{\partial f(X_{oit}^{dom}, \theta_{oit})}{\partial X_{oit}^{dom}} = w_{oit}^{dom} \quad (5.7)$$

の解である。ここから、国内生産要素の補償需要関数を考える。 $\underline{X}_{oit}$  を所与としたときの企業の条件付き費用関数は

$$C_1 = C_1(w_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (5.8)$$

と書ける。 $X_{oit}^{dom}$  を除く  $\underline{X}_{oit}$  を所与としたとき、この条件付き費用関数の  $w_{oit}^{dom}$  に関する1階微分はちょうど需要量  $X_{oit}^{dom}$  と等しく補償需要関数となる。すなわち、

$$X_{oit}^{dom} = d(w_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit}, \theta_{oit}, Y_{oit}) \quad (5.9)$$

と書ける。そして、本章の目的は、この国内労働需要関数について、それ以外の生産要素が増加したときの効果

$$\beta = \frac{\partial d(w_{oit}^{dom}, \underline{X}_{oit}, \theta_{oit}, Y_{oit})}{\partial \theta_{oit}} \quad (5.10)$$

を推定することである。

この (5.10) 式を推定する際に問題となるのが、企業は利潤最大化をする際に  $X_{oit}^{dom}$  と  $\underline{X}_{oit}, Y_{oit}$  とを同時決定することである。 $\underline{X}_{oit}, Y_{oit}$  も  $X_{oit}^{dom}$  と同様に企業の異質性  $\theta_{oit}$  の関数であるため、この  $\theta_{oit}$  について観察できるパラメータと観察できないパラメータを適

切に制御しないと内生性の問題が生じる。次節で扱う推定モデルを導出するために、この国内労働需要関数を具体化する。本章では、雇用成長率に関心をおくため、成長率の定式ができるよう国内労働需要関数を次のように対数線形化する。

$$l_{oit}^{dom} = \beta_0 + \beta_1 w_{1oit}^{dom} + \underline{x}_{oit} \beta_2 + Y_{oit} \beta_3 + T_t + I_o + F_{oit} + e_{oit} \quad (5.11)$$

$l_{oit}^{dom}$  は対数表記の国内労働需要、 $w_{1oit}^{dom}$  は対数表記の  $W_{1oit}^{dom}$  すなわち企業  $i$  が直面している国内賃金率、ベクトル  $_{oit}$  は国内労働需要以外の生産要素需要ベクトル  $\underline{X}_{oit}$  として海外現地法人従業者数を対数表記に直したものである。企業の異質性  $\theta_{oit}$  の効果は年効果  $T_t$  と産業固定効果  $I_o$ 、年ごとに变化しうる企業効果  $F_{oit}$  と、以上で挙げた変数とは無相関かつ系列相関もないと仮定される攪乱項  $e_{oit}$  で構成される。このうち企業効果  $F_{oit}$  は  $t$  時点での企業の異質性のうち、 $t$  時点での企業平均からの乖離を反映しており、企業間で異なる生産性などを反映している。

この  $F_{oit}$  について、ここでは1期前の企業効果  $F_{oit-1}$  と、 $F_{oit-1}$  とは無相関かつ系列相関のないショック項  $f_{oit}$  の和からなる確率変数とする。

$$F_{oit} = F_{oit-1} + f_{oit} \quad (5.12)$$

ここでは、第2節(5.11)式および(5.12)式で定式化したモデルについての、推定モデルについて述べる。(5.11)式および(5.12)式から、推定モデルは次のようになる。

$$l_{oit}^{dom} = \beta_{o0} + \beta_o w_{oit}^{dom} + \underline{x}_{oit} \beta_2 + \ln Y_{oit} \beta_3 + T_t + I_o + F_{oit-1} + f_{oit} + e_{oit} \quad (5.13)$$

本章では、(5.13)式の推定について、一回階差推定(FD推定)とBartik(1991)の「シ

「シェア効果」による操作変数推定を組み合わせた手法を用いる。

まず、(5.13) 式を  $t$  期から  $t-1$  期で階差をとると  $F_{oit} = F_{oit-1} + f_{oit}$  であることから、次のようになる。

$$l_{oit}^{dom} = \beta_1 w_{oit}^{dom} + \Delta x_{oit} \beta_2 + \Delta \ln Y_{oit} \beta_3 + T_t + f_{oit} + e_{oit} \quad (5.14)$$

ここで  $\Delta$  は階差演算子を表す。ここでの被説明変数および説明変数はすべて対数表記であることから階差をとることでそれぞれの成長率を表している。この式を推定する際に、実際には対数差分が取れない場合が存在する。雇用量については、海外現地法人の新規創設による雇用量の成長 ( $t-1$  期の雇用量が 0)、企業もしくは海外現地法人の廃業、撤退による雇用量の成長率 ( $t$  期の雇用量が 0) がそれにあたる。そこで、以降の推定式では  $\Delta l_{oit}^{dom}$ 、 $\Delta x_{oit}$  は Davis et al. (1996) の方法で定義される雇用成長率を用いる。

このことから、企業パネル・データを用いて、一回階差推定 (FD 推定) を行うことで企業効果のうち  $F_{oit-1}$  および産業固定効果  $I_o$  を制御できる。しかし  $oit$  と完全多重共線性の関係にあることから、 $f_{oit}$  を制御する目的で年ダミーと企業ダミーの交差項を挿入することはできない。そこで  $oit$  の効果を識別するために、Bartik (1991) による「シェア効果」による操作変数を使用する。

つぎに、(5.14) 式の  $x_{oit}$  の効果を推定するための除外操作変数として Bartik (1991) 「シェア効果」を導出する。まず、海外直接投資受け入れ国それぞれにおける  $t-1$  期から  $t$  期にかけてのマクロ経済的なショックによって、当該国  $j$  に所属する企業  $i$  (産業  $o$  に属する) の現地法人 (製造業) は等しく  $g_{oit}^j$  だけ成長する。このマクロ経済的なショックによる海外従業者の増加を各国で集計したとき企業  $i$  の海外従業者成長率についての予測値  $g_{oitb}$  は、第 1 国から第  $J$  国までの企業  $i$  の各国における従業者の比率が基準時点  $b$  ( $b < t$ ) のま

ま、 $\Omega_{oitb} = (\omega_{oitb1}, \dots, \omega_{oitbJ})$  であるとした時、次のようになる。

$$g_{oitb} = \sum_J \omega_{oitbJ} * g_{oit}^j \quad (5.15)$$

この  $\Omega_{oitb}$ 、は基準時点  $b$  での経済状況および企業属性に依存するが、 $t-1$  期から  $t$  期にかけての企業属性の変化  $f_{oit}$  とは無相関である除外操作変数と考えられる\*2。この操作変数の直観的な理解は、企業がもつ異質性が  $b$  時点から時間を通じて一定、それゆえ直接投資の比率が  $b$  時点から時間を通じて一定の時、 $t-1$  期から  $t$  期にかけての各  $j$  国におけるマクロ経済的なショックによって企業  $i$  の海外従業者はどれだけ成長するかというものである\*3。この  $g_{oitb}$  は基準年の各国における従業者比率によって企業間で異なる。そのためここではこれを「シェア効果」と呼ぶ。

この基準時点  $b$  は  $bt$  を満たせばよいため、過去数期間分の各国従業者比率を利用できる。そこで本章では、基準年  $b$  を  $t-3$  期、...、 $t-1$  期までの3期それぞれに定め、 $l_{oit}^m$  のための除外操作変数  $g_{oit-4}, \dots, g_{oit-1}$  を作成し、(5.14) 式に対して次の直交条件についての、GMM 推定を行った。

$$E \left[ Z \left\{ l_{oit}^{dom} - (\alpha + \beta_{o1} w_{oit}^{dom} + \beta_{oit} g_{oit-4} + \dots + \beta_{oit-1} g_{oit-1} + \Delta \ln Y_{oit} \beta_3 + T\delta + I\gamma) \right\} \right]' = 0 \quad (5.16)$$

$$Z = (1, w_{oit}^{dom}, g_{oit-4}, \dots, g_{oit-1}, \Delta \ln Y_{oit-1}, T, I)$$

\*2 補論で詳しく議論する。

\*3 Bartik (1991) は、地域ごとの雇用者の成長率のうち、地域ごとの労働供給量の変化とは無相関な成長率（地域労働市場における労働需要曲線のシフト）を導出するため、基準年における地域産業構造を一定としたときに一国全体のマクロショックによる地域ごとの雇用者成長率を導出した。本章で作成した操作変数は、この Bartik (1991) の議論における地域を企業、産業構造シェアを海外直接投資のシェアに置きなおしたものである。

ここでの GMM 推定には年ダミーベクトル  $T$ 、産業ダミーベクトル  $I$  を含んでいる。

(5.16) 式の GMM 推定では過去 3 期分の「シェア効果」を使うことで過剰識別検定が利用できる。この推定の識別戦略は過去の海外従業者割合は、 $t$  期における企業効果の変化とは無相関であるという仮定に依存している。そこで、この仮定が満たされているかを Sargan 検定によって検証する。

本章では、(5.16) 式のモデルでの雇用成長率は、Davis et al. (1996) の方法で定義される雇用創出・喪失指標による雇用成長率を用いる。雇用創出・喪失指標は以下のように定義する。産業  $o$  の企業  $i$  について、グループ  $s \in S$  (グループとは、海外現地法人の属する国・地域、産業で定義される) に属する  $t$  時点の従業者を  $L_{oit}^s$ 、 $\Delta$  を  $t-1$  年から  $t$  年への 1 階の階差演算子とすると、企業レベルでの成長率は、 $l_{oit}^s = \Delta L_{oit}^s / \tilde{L}_{oit}^s$  と定義される。ここで、 $\tilde{L}_{oit}^s$  は産業  $o$  の企業  $i$  の従業者のうちグループ  $s$  に属する  $t-1$  年の従業者数と  $t$  年の従業者数の平均  $\tilde{L}_{oit}^s = (L_{oit-1}^s + L_{oit}^s) / 2$  である。ここで定義した成長率  $l_{oit}^s$  は、通常の場合が前期従業者数を分母にとる場合と異なる。通常の場合が  $-1$  から無限大の範囲をとるのに対し、そのとりうる値は  $-2$  から  $+2$  の範囲を超えない。この方法によって、雇用の拡大・縮小を対称的に表示することができると同時に、新規開業時の従業者の成長率を  $+2$  として定義することができる。また、この方法のもとでは、撤退による従業者の成長率は  $-2$  として定義される。

また、この指標はグループ  $s$  をもとに作成することができる。産業  $o$  についてグループ  $s$  の  $t-1$  年における従業者数の集計量 (日本企業計)  $L_{ot-1}^s$  と、 $t$  年の従業者数の集計量 (日本企業計)  $L_{ot}^s$  の平均値を、 $\tilde{L}_{ot}^s = (L_{ot-1}^s + L_{ot}^s) / 2$  と表記すると、産業  $o$  におけるグループ  $s$  の従業者成長率は  $l_{ot}^s = \Delta L_{ot}^s / \tilde{L}_{ot}^s$  で定義される。

この方法に基づき、(5.16) 式における国内従業者成長率を  $l_{oit}^{dom} = \Delta L_{oit}^{dom} / \tilde{L}_{oit}^{dom}$ 、海外

従業者（製造業）成長率を  $\Delta x_{oit} = \Delta x_{oit} / \tilde{x}_{oit}$  として定義する。

また、操作変数  $g_{oitb}$  を作成する際の  $j$  国でのマクロショックによる雇用成長率  $g_{ot}^j$  も次の方法で作成した。日本企業のうち企業  $i$  以外の企業（産業  $o$ ）の  $j$  国における海外現地法人（製造業）をグループ ( $j-i$ ) とし、 $\hat{g}_{iot}^j = \Delta x_{ot}^{j-i} = \Delta X_{ot}^{j-i} / \tilde{X}_{ot}^{j-i}$  を作成した。

### 5.3 利用データ：政府統計データ

ここでは、本章で利用したデータについて説明する。本章では、経済産業省「企業活動基本調査」と「海外事業活動基本調査」という2つの国内企業に関する政府統計について1996年調査以降の個票データを利用する。本章では、これらの個票データ企業の名簿情報をもとに接続し、海外現地法人について日本国内親会社の企業情報を付与したデータベースを構築、利用した。ここでは、まずそれぞれの政府統計調査の概要を述べたのちに、利用したデータベースの記述統計量を説明する。

企業活動基本調査は、企業の活動の実態を明らかにすることを目的に、日本国内の調査該当業種<sup>\*4</sup>の事業所を持つ企業のうち従業者50人以上かつ資本金または出資金3,000万円の企業を対象に、1992年に開始され、1995年以降に毎年実施されている。企業活動基本調査では、企業の名称及び所在地、資本金額または出資金額、事業組織及び従業者数、事業内容、取引状況などが調査されている。また、企業活動基本調査の個票データには、通年で共通の永久企業番号が割り当てられているため、それを利用することで各年の調査における個票データをパネル・データ化することが可能となる。

<sup>\*4</sup> 日本標準産業分類に掲げる大分類C－鉱業、採石業、砂利採取業、大分類E－製造業、大分類F－電気・ガス・熱供給・水道業（中分類35－熱供給業及び中分類36－水道業を除く。）、大分類G－情報通信業の一部、大分類I－卸売業、小売業、大分類J－金融業、保険業の一部、大分類K－不動産業、物品賃貸業のうち中分類70－物品賃貸業の一部、大分類L－学術研究、専門・技術サービス業の一部、大分類M－宿泊業、飲食サービス業の一部、大分類N－生活関連サービス業、娯楽業の一部、大分類O－教育、学習支援業の一部及び大分類R－サービス業（他に分類されないもの）の一部を指す。

海外事業活動基本調査は、日本企業の海外事業活動の現状と海外事業活動が現地及び日本に与える影響を把握することを目的に、毎年3月末時点で海外に現地法人<sup>\*5</sup>を有する日本企業を対象にした全数調査<sup>\*6</sup>である。

海外事業活動基本調査の調査事項は大きく本社企業調査票のものと現地法人調査票のものと2つに分類される。本社企業調査票では、海外現地法人を有する日本企業の名称及び所在地、資本金などの企業の概要、企業の操業状況、雇用の状況、損益計算書項目、現地法人からの受取収益などを調査事項としている。現地法人調査票では、海外現地法人の概要、出資状況、操業状況、解散・撤退・出資比率の低下の状況、雇用の状況、売上高、仕入高など事業活動の状況、費用、収益・利益処分、研究開発の状況、設備投資の状況などを調査項目としている。本社企業調査票、現地法人調査票の個票データそれぞれには、通年で共通の本社番号、子会社番号、孫会社番号を割り振られているため、それを利用することで各年の調査における本社調査票、現地法人調査票を接続することで、特定企業の国内事業の動向と海外事業における動向を時系列に沿って同時にみることが出来るパネル・データを作成することが可能である。

それぞれの政府統計は異なる目的をもって行われた調査であり、企業活動基本調査では、国内企業の国内での動向について詳細に調査している一方、海外事業活動基本調査では海外現地法人の動向を現地法人ごとに詳細に観察できる。本章ではそれぞれのデータの長所を生かすため、上記に挙げた二つの政府統計調査を接続することで作成したデータベースをもとに分析を行う。

次に政府統計の個票データについて、企業名簿情報をもとに接続したデータベースの作

<sup>\*5</sup> 海外事業活動基本調査における現地法人とは、海外子会社と孫会社の総称である。ここでの海外子会社とは日本側出資比率が10%以上の外国法人、海外孫会社とは日本側出資比率が50%超の海外子会社が50%超の出資を行っている外国法人を指す。本章における海外現地法人とは、この海外事業活動基本調査における定義を踏襲する。

<sup>\*6</sup> 金融・保険業、不動産業を除く。

成方法を説明する。

まず2007年、2010年、2012年および2013年海外事業活動基本調査の本社調査票個票データには企業活動基本調査での永久企業番号が付与されていることを利用し、2007年、2010年、2012年および2013年の企業活動基本調査個票データに海外事業活動基本調査の本社および現地法人調査票データを接続する。

次に海外事業活動基本調査本社調査票に永久企業番号が付与されていない年については、企業活動基本調査個票と海外事業活動基本調査個票との接続には名簿情報から、会社名、本社所在地郵便番号、資本金を鍵変数として、企業活動基本調査の永久企業番号と、海外事業活動基本調査の本社番号との対応関係を識別し、それぞれの個票との接続を行った\*7。

表5.1は記述統計量である。国内従業者成長率および海外従業者成長率はDavis et al. (1996)の方法で定義される雇用成長率を用いた。海外従業者成長率が-2のものは、現地法人の雇用量が0になったことを意味する。海外事業活動基本調査では、現地法人の撤退・退出がフラグで管理され、海外現地法人が退出しても、国内企業が現存していれば撤退・退出を識別できる。一方、企業活動基本調査では国内企業が退出した際、個票データは存在せず退出を識別するのが難しい。ここでは退出企業・未回答企業の区別をせず全て分析に用いなかった。そのため、国内従業者成長率の最小値は必ず-2を上回る。

## 5.4 推定結果

表5.2は、第2節で得られた推定モデルをもとに、製造業における国内従業者成長率を被説明変数に、海外従業者成長率との関係を推定したものである。まず、一回階差推定

\*7 企業活動基本調査および海外事業活動基本調査は永久企業番号および本社番号を通じて、同一企業の異時点間の名簿情報を参照できることを利用し、接続にあたっては同一年次の名簿情報にもならず異時点における名簿情報（1992年、1995年の企業活動基本調査も含む）も参照した。

の結果(1)をみると、海外従業者成長率が高い企業では国内従業者数成長率が高いという傾向がみられ、点推定によると海外部門従業者1%の成長がみられる企業では国内従業者数は0.004%成長しているという相関がみられる。また、その他の説明変数については、国内賃金率の1%の上昇は国内雇用成長率を0.2%鈍化させ、企業売上高成長率が高い企業ほど国内従業者数を増加させる傾向があり、売上高成長率1%あたり0.2%ほどの国内従業者数が成長することがみてとれる。

一方、操作変数法に基づいたマクロ経済的な要因による海外従業者成長率との関係(結果(2))をみると、上記のような傾向は見られず、統計的には非有意ではあるものの、海外従業者成長率と国内従業者数との関係は負の関係となるという結果が得られた。この結果は、観察された期間に生じた海外従業者を成長させるようなマクロ経済的なショックは製造業の国内労働需要に対しては有意な正の影響を与えなかったと言える。また操作変数法を用いても、企業売上高および国内従業者賃金率と国内従業者成長率との関係は1階差推定と同様であった。

以上の結果は、サンプルで用いた海外従業者成長率のうち、いわゆるインテンティブマージンすなわち海外従業者がもともと存在した企業の海外従業者成長率のみで分析しても同様のことが得られた。表5.2の結果(3)および(4)は、海外従業者がもともと存在することを条件づけたサンプルのみをもとに、国内従業者成長率と海外従業者成長率との関係を分析したものである。ここでも、海外従業者がもともと存在した企業の海外従業者成長率に関する一回階差推定(3)では正の関係が見て取れるが、操作変数法(4)を用いると負の関係が得られる。以上の結果から、1990年代以降の日本の多国籍企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して正の影響はなく、国内従業者と海外従業者成長率に見られた正の相関

は企業特殊的な要因によるものと考えられる。ただし、今回の分析では製造業に従事する海外現地法人の従業者を増加させるマクロ経済的なショックは国内製造業雇用量に対し負の影響を与えうることを見出した。表 5.3 は、海外部門従業者数を、現地法人の業種（製造業および非製造業）ごとに改めて集計しなおし第 2 節のモデルを推定したものである。1 階階差推定の結果をみると企業計 (5) 海外進出企業のみ (7) いずれの場合も、海外部門従業者数の成長率が高い企業ほど国内従業者数の成長率が高いという表 2 と同じ結果が得られた。しかし、操作変数法を用いた結果 (6),(8) によると、製造業に従事する海外現地法人の従業者を 1% 成長させるマクロショックは国内製造業雇用量に対し、国内従業者は-0.01% ほど減少するという負の影響を与えると解釈できる。この結果は、多国籍企業がこれまで国内で財を生産していた部門を、海外現地法人の生産部門に代替させているのかもしれない。ただし、このような効果は、国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消され、そのため 1 階階差推定では正の係数が得られたと考えられる。

以上の結果から、1990 年代以降の日本の多国籍企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長率に対して正の影響はなく、国内従業者と海外従業者成長率に見られた正の相関は企業特殊的な要因によるものと考えられる。

## 5.5 本章の結論

本章では、1990 年代以降の日本の製造業の従業者成長率について、製造業計のデータセットと既に海外直接投資を行った既進出企業データという二つのデータセットについて考察をおこなった。その結果、1990 年代以降の日本製造業企業の海外進出を促したマクロ経済的なショックは、企業売上高、国内賃金成長率を制御した上では、国内従業者数の成長

率に対して正の影響は与えず、点推定で見ると海外現地法人従業者数の成長率1%に対して国内従業者数は0.01%減少するという小さくまた統計的に非有意な雇用減少をもたらすという結果が得られた。これらの統計的に有意でない結果は、推定における標準誤差の大きいということもあり、海外直接投資の効果を十分に示していないかもしれない。このような負の影響は実際にあったとしても、1990年代に実際に海外進出した企業に見られる国内従業者と海外従業者数をともに成長させるような企業特殊的な要因に打ち消されてしまっていたため、比較的小さい点推定値が得られたのではないかと考える。まず企業特殊的な要因を制御しない場合、海外事業所の従業者数の増加は国内の雇用を増加させるように見えるが、そのような属性を制御しマクロ経済的な要因による海外従業者数の増加は国内の従業者数に正の影響が与えるという結果は得られない。これは生産技術の向上などの企業特殊的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている企業がデータセットに多く含まれていることを示唆している。また本章で用いた企業活動基本調査および海外事業活動基本調査は、日本の製造業に属する企業について十分なカバレッジを持つことから、企業特殊的な要因によって海外現地法人と本国の規模を同時に拡大させている製造業企業がデータセットに多く含まれているという傾向は1990年代の日本製造業の傾向を反映していると考えられる。

本章の最後として今後の課題を挙げる。本章で行った分析は、企業の国内部門と海外部門をそれぞれ集計した従業員数を分析の対象としたが、組織内部においてどのような労働者がどのような仕事に割り振られているかを考察する本論文の目的からすると、それぞれの労働者がどのような業務に従事しているかの考察が不十分である。本章で用いた企業活動基本調査では、従業員数の内訳として調査・企画部門、情報処理部門、研究開発部門、国際事業部門といった本社機能部分と現業部門それぞれの人数を調査している。このような

詳細な従事している仕事の内容を考慮した上での、海外現地法人と国内企業との分業関係を考察することが必要とされる。

## 5.6 補論：外生的な海外従業者成長率の作成

ここでは、除外操作変数として作成した外生的な海外従業者成長率変数について説明する\*8。t-1期からt期にかけての企業iの海外従業者の成長率の予測値  $g_{it}^{for}$  を以下のように作成する。

$$g_{it}^{for} = \sum_j \omega_{ijt}^{for} l_{jt}^{for} = l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * [l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}] \quad (5.17)$$

ここで、lはt-1期からt期にかけての雇用成長率をあらわし、添え字のjは日本国外j国の海外現地法人での雇用を表し、jの代わりにfが添えられているものは日本国外全ての国の集計、世界計であることを表す。添え字のiは特定の企業を示し、iが添えられていないものは企業計であることを示す。また、bは基準時点を表す。

$\omega_{ijb}^{for}$  は基準時点b期における企業iの海外従業者のうちj国の海外現地法人従業者が占める割合を示す\*9。 $l_{ft}^{for}$  は、t-1期からt期にかけての日本企業の世界全体の海外従業者数の成長率である。 $l_{jt}^{for}$  はj国における海外現地法人従業者数（企業計）の成長率である。この(5.17)式の第1項は、世界計全体で見た時の海外従業者の成長率を示し、第二項は企業iの基準時点b期における直接投資の割合に依存した成長率すなわち「シェア効果」を表す。

t-1期からt期にかけての企業iの海外従業者の変化量の予測値  $G_{it}^{for}$  を以下のように作

\*8 ここでの操作変数の作成方法は、Bartik (1991) の Appendix 4.2 で操作変数として作成された“growth prediction”の作成方法を参考にした。Bartik (1991) では、各地域の外生的な雇用成長率の予測値を各地域の産業構造を基準年の割合で固定することで導出したことに対し、本章では各企業の雇用成長率の予測値を各企業の企業構造を基準年の割合で固定することで導出している。

\*9 企業iが海外直接投資を実施しておらず、全ての国で海外従業者が存在していない場合は、等加重  $1/J$  とした。

成する。

$$G_{it}^{for} = \sum_j L_{ijt-1}^{for} * \left( \frac{L_{ft}^{for} - L_{ft-1}^{for}}{L_{ft-1}^{for}} \right) + \sum_j L_{ijt-1}^{for} * \left[ \left( \frac{L_{jt}^{for} - L_{jt-1}^{for}}{L_{jt-1}^{for}} \right) - \left( \frac{L_{ft}^{for} - L_{ft-1}^{for}}{L_{ft-1}^{for}} \right) \right] \quad (5.18)$$

ここで、L は水準で見た雇用量をあらわし、添え字の j は日本国外 j 国の海外現地法人での雇用を表し、j の代わりに f が添えられているものは日本国外全ての国の集計、世界計であることを表す。添え字の i は特定の企業を示し、i が添えられていないものは企業計であることを示す。

$\left( \frac{L_{ft}^{for} - L_{ft-1}^{for}}{L_{ft-1}^{for}} \right)$  は、t-1 期から t 期にかけての日本企業の世界全体の海外従業者数の変化率である。 $\left( \frac{L_{jt}^{for} - L_{jt-1}^{for}}{L_{jt-1}^{for}} \right)$  は j 国における海外現地法人従業者数（企業計）の変化率である。 $L_{ijt}^{for}$  は、t 期の j 国における企業 i の海外現地法人の雇用量を表す。この (5.18) 式の第 1 項は、世界計全体で見た時の海外従業者の成長、第二項は企業 i の t-1 期における直接投資の配分に依存した成長、「シェア効果」を表す。

この (5.18) 式を成長率  $g_{it}^{for}$  で評価するために、対数差分で評価すると次のようになる。

$$\begin{aligned} g_{it}^{for} &= \ln \left( L_{it-1}^{for} + G_{it}^{for} \right) - \ln \left( L_{it-1}^{for} \right) = \ln \left[ 1 + l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * \left( l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for} \right) \right] \\ &\approx l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * \left( l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for} \right) \\ &= \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * l_{jt}^{for} \end{aligned} \quad (5.19)$$

ここで、l は t-1 期から t 期にかけての雇用成長率をあらわし、 $\omega_{ijt-1}^{for}$  は t-1 期における企

業*i*の海外従業者のうち*j*国の海外現地法人従業者が占める割合を示す\*<sup>10</sup>。 $l_{ft}^{for}$ は、*t*-1期から*t*期にかけての日本企業の世界全体の海外従業者数の成長率である。 $l_{jt}^{for}$ は*j*国における海外現地法人従業者数（企業計）の成長率である。この(5.19)式の $l_{ft}^{for}$ は、世界計全体で見た時の海外従業者の成長率を示し(5.18)式第1項に対応する。 $\sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for})$ は企業*i*の基準時点*t*-1期における直接投資の配分の割合に依存した成長率すなわち(5.18)式第2項「シェア効果」に対応する。

この $g_{it}^{for}$ を海外従業者成長率に対する除外操作変数として用いると、海外従業者成長率の効果を、*t*-1期におけるそれぞれの企業の海外直接投資の配分比率 $\omega_{ijt-1}^{for}$ の平均からの乖離から識別がなされていることがわかる。 $g_{it}^{for}$ は

$$g_{it}^{for} = l_{ft}^{for} + \sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}) \quad (5.20)$$

と表記することができる。年ダミーを挿入していることから、第一項 $l_{ft}^{for}$ は年ダミーと完全な多重共線性を有しているため、海外従業者成長率の効果の識別には影響しない。次に、第二項の「シェア効果」については

$$\sum_j \omega_{ijt-1}^{for} * (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}) = \sum_j (\omega_{ijt-1}^{for} - \omega_{jt-1}^{for}) (l_{jt}^{for} - l_{ft}^{for}) \quad (5.21)$$

と書ける。 $\omega_{jt-1}^{for}$ は、*t*-1期の日本企業計の海外従業者全体のうち、*j*国にある海外現地法人従業者の占める割合である。そのため、「シェア効果」の企業ごとの違いは、*t*-1期の企業ごとの直接投資割合と日本国内企業全体の直接投資割合との乖離の違いから生じている。

\*<sup>10</sup> 企業*i*が海外直接投資を実施しておらず、全ての国で海外従業者が存在していない場合は、等加重で計算した。

## 5.7 図表

表5.1 記述統計

変数名		Mean	Std.Dev	Min	Max
国内従業者数 (単位：人)	overall	431.4117	1778.409	50	80840
	between		1460.178	50	76250.83
	within		228.4693	-9969.84	20428.33
国内賃金率 (一人当たり給与総額(単位：100万円))	overall	4.734743	1.788683	0	108.2878
	between		1.608799	0.140704	24.41939
	within		0.981834	-14.0878	88.60313
売上高(単位：100万円)	overall	24626.99	168106.1	8	12100000
	between		134899.9	53	9430470
	within		29250.13	-1372064	2673421
海外現地法人従業者 (単位：人)	overall	254.9708	2816.693	0	174434
	between		2250.534	0	135233
	within		852.5248	-59366.2	80418.1
海外現地法人従業者(製造業) (単位：人)	overall	254.6483	2815.203	0	174434
	between		2250.272	0	135233
	within		852.0724	-59366.5	80417.77
海外現地法人従業者(非製造業) (単位：人)	overall	221.0219	2801.465	0	174434
	between		2237.618	0	135233
	within		838.9697	-59400.1	80384.15
Observations	N=121,609		n=16,793	Tbar=7.24	

表5.2 製造業における国内従業者数成長率と海外従業者成長率との関係（非海外進出企業も含む）

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数：国内従業者成長率	FD	FD+Bartik-IV	FD（海外進出企業のみ）	FD+Bartik-IV（海外進出企業のみ）
海外現地法人従業者成長率（産業計）	0.0038*** (0.0010)	-0.0059 (0.0050)	0.0073*** (0.0016)	-0.0085 (0.0068)
企業売上高成長率	0.1900*** (0.0016)	0.2327*** (0.0129)	0.1922*** (0.0017)	0.2417*** (0.0133)
国内従業者賃金成長率	-0.1850*** (0.0015)	-0.1917*** (0.0025)	-0.1854*** (0.0016)	-0.1932*** (0.0026)
Constant	-0.0255*** (0.0025)	0.0013 (0.0019)	-0.0179*** (0.0020)	0.0016 (0.0020)
Observations	121,609	121,609	112,528	112,528
R-squared	0.1823	0.1770	0.1845	0.1775
年ダミー	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES
F statistic for weak identification(Cragg-Donald Wald F statistic)		217.9582		203.9928
p-value of Hansen J statistic		0.7806		0.9210
p-value of difference-in-Sargan statistic		0.0006		0.0001
Standard errors in parentheses	*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

表5.3 製造業における国内従業者数と海外現地法人（製造業）従業者との代替関係

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FD	FD+Bartik-IV	FD (海外進出企業のみ)	FD+Bartik-IV (海外進出企業のみ)
被説明変数：国内従業者成長率	0.0029*** (0.0010)	-0.0136** (0.0066)	0.0046*** (0.0015)	-0.0150*** (0.0055)
海外現地法人従業者成長率（製造業部門）	0.0028** (0.0011)	0.0006 (0.0024)	0.0028** (0.0012)	-0.0005 (0.0021)
海外現地法人従業者成長率（非製造業部門）	0.1901*** (0.0016)	0.2214*** (0.0128)	0.1922*** (0.0017)	0.2327*** (0.0132)
企業売上高成長率	-0.1850*** (0.0015)	-0.1898*** (0.0025)	-0.1854*** (0.0016)	-0.1917*** (0.0026)
国内従業者賃金成長率	-0.0255*** (0.0025)	0.0013 (0.0019)	-0.0140*** (0.0020)	0.0016 (0.0020)
Constant	121,609	121,609	112,528	112,528
Observations	0.1823	0.1778	0.1844	0.1789
R-squared	YES	YES	YES	YES
年ダミー	YES	YES	YES	YES
産業ダミー	YES	YES	YES	YES
F statistic for weak identification (Cragg-Donald Wald F statistic)		155.2630		144.2958
p-value of Hansen J statistic		0.1114		0.2266
p-value of difference-in-Sargan statistic		0.0054		0.0001

Standard errors in parentheses \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

## 第 6 章

# 総括

1990 年代初頭のいわゆる「バブル経済」崩壊以降の長期にわたり経済停滞において、日本経済はその経済資源のより効率的な活用を求められていた。このような停滞をもたらした原因の一つとして、日本的雇用慣行で特徴づけられる労働市場の硬直性のために、経済環境の変化に十分な対応ができなかった事が挙げられる。そのため、日本の労働市場をより流動的で現在の環境に適したものにするための政策提案がなされることがある。このような背景のもとに、本論文はそのような流動的な労働市場へ改革するために生じるコストがどれだけ大きいのかを模索した。ここで、注目したのは組織内部での資源配分機能についてである。

そこで第 2 章と第 3 章では、内部労働市場における資源配分メカニズムについて分析を行っている。第 2 章では、内部労働市場による効率的な労働資源配分の前提となる、企業による労働者の能力に関する情報収集能力を、雇用学習モデルの枠組みで測定した。この結果が示すところ、企業組織は労働者の能力の速やかに学習していたといえる。また価格調整メカニズムが働きにくいと考えられる内部労働市場において、労働資源の価格付けが適切に行われているのかを検証するために、第 3 章では公的部門労働者の賃金率と民間部

門労働者との賃金率の比較を行った。人的資本の多寡を制御した比較の結果、内部労働市場で決定される公的部門労働者の賃金率は、外部労働市場に相当する民間部門労働者の賃金率と平均的には均衡していることが示された。これらのことは、1990年代における日本の労働市場における日本的雇用慣行制度は、企業内部における労働資源配分を効率的に行っていたことを示唆する。しかし、この章で行った分析は人的資本の多寡を制御した比較によって公的部門労働市場における労働資源の価格付けが外部労働市場と均衡しているのみに注目したもので、公的部門労働者がどのような仕事に割り振られているかの分析はできておらず課題が残る。内部労働市場における昇進構造のみならず、この章での考察で言及した女性労働者の非正規雇用への割り当ての可能性と併せて分析する必要がある。

その一方で1990年代は、内部労働市場に参入できなかった若年者の問題が顕著となった時期でもあった。第4章で見たように、就業率が顕著に低下している低学歴者ほど、賃金弾力性が高い。職業訓練や訓練によって人的資本の蓄積を促す、また蓄積された人的資本を十分に活用できる職種へのマッチングを通じて労働生産性を向上させる、これらのような政策を通じて低学歴者をより高い賃金率で雇うインセンティブを企業に与えることが、若年無業者問題を改善するために有効だと考えられる。

本論文でここで行った実証分析の結果からの考察として、以下の3点を指摘する。まず、組織としての日本企業は労働者の能力を素早く把握し、その情報を昇格昇進に反映させるという点で労働力活用に寄与していたといえる。そして国家および地方公共団体のような公的部門労働市場という、価格メカニズムを介さない雇用調整が主となる組織においても、男性労働者については民間部門の雇用を阻害することなく均衡が達成されていた。最後に日本の労働市場の否定的な側面として、分析対象期間に労働市場へ参入した若年無業者に対しては、先行研究で指摘されてきた通り、良質な雇用機会が提供されていなかったとい

える。

本論文の残された大きな課題は、若年無業者といった外部労働市場に存在する労働者が仮に職業訓練などを通じて人的資本を蓄積しても、その情報が企業に伝わるかどうかの構造が明らかになっていない点である。第2章で課題に挙げたように、企業内部での資源配分機能労働市場全体に存在する各企業の情報保有構造について、各企業は社外の労働者の生産性に関する情報を共有しているか、あるいは企業は自社が雇用している労働者の情報しか保有していないのかどうかを分析する必要がある。

## 謝辞

本論文は筆者が一橋大学大学院経済学研究科応用経済専攻博士後期課程および独立行政法人経済産業研究所に在籍中の研究成果をまとめたものである。東京大学大学院経済学研究科教授川口大司先生、並びに立正大学経済学部教授北村行伸先生には、一橋大学経済学研究科在学中より、指導教員として労働経済学および応用ミクロ計量経済学に関する研究を実施する機会を与えて戴き、前期課程の修士論文、本博士論文と終始ご指導戴いた。ここに深謝の意を表する。

京都大学経済研究所教授藤田昌久先生、独立行政法人経済産業研究所理事長矢野誠先生、同所長森川正之先生には独立行政法人経済産業研究所に在籍中より、研究を進めるための環境を整備して戴いた上に、終始ご指導戴いた。ここに深謝の意を表する。

学位論文審査において、一橋大学経済研究所教授小塩隆士先生、同教授阿部修人先生、同教授臼井恵美子先生には貴重なご指導とご助言を戴いた。ここに深謝の意を表する。

研究を進める上で、独立行政法人経済産業研究所研究調整ディレクター星野光秀氏、同上席研究員小西葉子氏、同上席研究員関口陽一氏、同上席研究員五十里寛氏、同リサーチアソシエイト小田圭一郎氏、同研究員荒田禎之氏、同研究員近藤恵介氏、同研究員小野塚祐紀氏、法政大学比較経済研究所准教授森田裕史氏、沖縄国際大学産業情報学部講師比嘉一仁氏、リクルートワークス研究所研究員孫亜文氏には、数多くのご助言を戴いた。ここ

に感謝の意を表する。

本論文第2章は、独立行政法人経済産業研究所研究プロジェクト「企業内人的資源配分メカニズムの経済分析—人事データを用いたインサイダーエコノメトリクス—」の成果として Araki, Kawaguchi and Onozuka (2016) によって執筆された “University Prestige, Performance Evaluation, and Promotion: Estimating the employer learning model using personnel datasets” と題する論文の日本語訳を改訂したものである。この研究を遂行するにあたり、共同研究者として、東京大学大学院経済学研究科教授川口大司先生、並びに独立行政法人経済産業研究所研究員小野塚祐紀氏にはご討論ご助言を戴いた。ここに深謝の意を表する。この人事データを用いた研究では、早稲田大学政治経済学術院大湾秀雄先生、並びにコルゲート大学経済学部教授加藤隆夫先生には、研究を行う契機をつくって戴くとともに、数多くのご助言を戴いた。ここに深謝の意を表する。また人事データを提供して戴いた二社の匿名企業、並びにデータ利用にあたり技術的な支援をして戴いた株式会社ワークスアプリケーションズに感謝の意を表する。

本論文第3章は荒木 (2020) による「日本の公務員賃金プレミアムに関する分析 -PIAAC による認知能力データを用いて-」と題された論文を改定したものである。この論文を執筆するにあたり一橋大学大学院経済学研究科横山泉先生には貴重なご指導とご助言を戴いた。ここに深謝の意を表する。

本論文第4章は荒木 (2015) による「若年者就業率における賃金弾力性の推定」と題された論文を改訂したものである。この研究を遂行するにあたり、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターから「就業構造基本調査」の秘匿処理済マイクロデータを提供して戴いた。ここに感謝の意を表する。

本論文第5章は独立行政法人経済産業研究所研究プロジェクト「RIETI データ整備・活

用プロジェクト」の成果として荒木 (2018) によって執筆された「海外現地法人の雇用創出・喪失と日本国内雇用との関係について」と題された論文を改訂したものである。この研究を遂行するにあたり、経済産業省から「経済産業省企業活動基本調査」、並びに「海外事業活動基本調査」を提供して戴いた。ここに感謝の意を表する。

これまでの研究において、独立行政法人経済産業研究所研究支援、並びに同計量分析・データ担当の各位には多くのご支援とご協力を戴いた。ここに感謝の意を表する。

また労働経済学の研究者を志すにあたり、多くの方々に勉学の機会、ご指導、ご助言を戴いた。同志社大学経済学部在学時には、指導教員として元同志社大学経済学部教授馬場浩也先生に、労働経済学についての卒業論文を執筆するためのご指導を戴いた。同志社大学経済学部名誉教授篠原総一先生には、大学院進学に向けた勉強会への参加を快く承諾して戴き、経済学の基本からご指導戴いた。そして同志社大学商学部准教授麻生潤先生には、本論文のテーマでもある日本的雇用慣行について、ご紹介戴いた。ここに記して感謝の意を表する。そして労働問題を研究する契機となった釜ヶ崎ボランティア体験学習の機会を与えて戴いた母校淳心学院中学校・高等学校、並びに先生各位に感謝の意を表する。

これまでの研究を遂行するにあたり、多数の友人に心の支えとなって戴いた。特に、亀井裕美子氏、寺尾桂子氏、安田貴彦氏、水田耕平氏、加藤佳祐氏には長きにわたって深い友情と多くのご助言を寄せて戴いた。ここに謝意を表する。

これまでの研究において、ご支援、ご協力を戴きながら、ここにお名前を記すことが出来なかった多くの方々に感謝の意を表する。

そして博士課程入学を快く承諾し、いつも暖かく応援して戴いた父 延夫、母 裕美、弟 将之に感謝の意を表する。

最後に大学院ならびに職場の先輩として暖かく見守って戴きながら、平成 28 年 2 月 15

日に永眠した内野泰助氏にこの論文を捧げるとともに、感謝の意を表す。

これまでの研究を遂行するにあたり、JSPS 科学研究費補助金（科研費）11J02356「1990年代以降の労働所得分配」、並びに TCER2015 年度個人プロジェクト研究助成「為替レートの変動と企業の海外進出に関する実証分析」より研究助成、補助金を戴いた。ここに記して感謝の意を表す。

## 参考文献

- Abe, Yukiko (2000) “A comparison of wage structures in the United States and Japan: Results from cell mean regressions,” *The Japanese Economic Review*, Vol. 51, No. 2, pp. 252-267.
- Abe, Yukiko and Keiko Tamada (2010) “Regional patterns of employment changes of less-educated men in Japan: 1990-2007,” *Japan and the World Economy*, Vol. 22, No. 2, pp. 69-79.
- Adams, Scott (1996) *The Dilbert principle : a cubicle's-eye view of bosses, meetings, management fads and other workplace afflictions*: HarperBusiness.
- Altonji, Joseph G and Charles R Pierret (2001) “Employer learning and statistical discrimination,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 1, pp. 313-350.
- Ando, Mitsuyo and Fukunari Kimura (2011) “Globalizing corporate activities in East Asia and impact on domestic operations: further evidence from Japanese manufacturing firms,” report, Citeseer.
- Araki, Shota and Daiji Kawaguchi (2014) “The Promotion Rule under Imperfect Observability of the Employee’ s Ability,” *Theoretical Economics Letters*, Vol. 4, No. 08, p. 662.

- Araki, Shota, Takao Kato, Daiji Kawaguchi, and Hideo Owan (2013) “Cohort Size Effects on Promotion and Pay: Evidence from personnel data,” RIETI Discussion Paper 13-E-029.
- Araki, Shota, Daiji Kawaguchi, and Yuki Onozuka (2016) “University Prestige, Performance Evaluation, and Promotion: Estimating the employer learning model using personnel datasets,” *Labour Economics*, Vol. 41, pp. 135-148.
- Ariga, Kenn (2006) “Horizontal transfer, vertical promotion, and evolution of firm organization,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 20, No. 1, pp. 20-49.
- Ariga, Kenn, Yasushi Ohkusa, and Giorgio Brunello (1999) “Fast track: is it in the genes? The promotion policy of a large Japanese firm,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 38, No. 4, pp. 385-402.
- Baker, George, Michael Gibbs, and Bengt Holmstrom (1994a) “The internal economics of the firm: Evidence from personnel data,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, pp. 881-919.
- Baker, George, Michael Gibbs, and Bengt Holmstrom (1994b) “The wage policy of a firm,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, pp. 921-955.
- Bartik, Timothy (1991) *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?:* WE Upjohn Institute for Employment Research.
- Becker, Gary S (1962) “Investment in human capital: A theoretical analysis,” *Journal of political economy*, Vol. 70, No. 5, Part 2, pp. 9-49.
- Belman, Dale and John S Heywood (2004) “Public wage differentials and the treatment

- of occupational differences,” *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 23, No. 1, pp. 135-152.
- Bender, Keith A (1998) “The central government-private sector wage differential,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 12, No. 2, pp. 177-220.
- Blundell, Richard, Alan Duncan, and Costas Meghir (1998) “Estimating labor supply responses using tax reforms,” *Econometrica*, pp. 827-861.
- Bordón, Paola and Breno Braga (2017) “Employer learning, statistical discrimination and university prestige,” Mimeo,  
(available at: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2966167>).
- Brilon, Stefanie (2015) “Job assignment with multivariate skills and the Peter Principle,” *Labour Economics*, Vol. 32, pp. 112-121.
- Caliendo, Marco and Sabine Kopeinig (2008) “Some practical guidance for the implementation of propensity score matching,” *Journal of economic surveys*, Vol. 22, No. 1, pp. 31-72.
- Carmichael, Lorne (1983) “Firm-specific human capital and promotion ladders,” *The Bell Journal of Economics*, pp. 251-258.
- Castellani, Davide, Ilaria Mariotti, and Lucia Piscitello (2008) “The impact of outward investments on parent company’s employment and skill composition: evidence from the Italian case,” *Structural change and economic dynamics*, Vol. 19, No. 1, pp. 81-94.
- Chuma, Hiroyuki (1998) “Is Japan’s long-term employment system changing?” in Ohashi, Isao and Toshiaki Tachibanaki eds. *Internal labour markets, incentives and*

- employment*: Springer, pp. 225-268.
- Clark, Robert L and Naohiro Ogawa (1992) "Employment tenure and earnings profiles in Japan and the United States: Comment," *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 336-345.
- Dale, Stacy B and Alan B Krueger (2014) "Estimating the effects of college characteristics over the career using administrative earnings data," *Journal of human resources*, Vol. 49, No. 2, pp. 323-358.
- Dale, Stacy Berg and Alan B Krueger (2002) "Estimating the payoff to attending a more selective college: An application of selection on observables and unobservables," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, pp. 1491-1527.
- Davis, Steven J, John Haltiwanger, and Scott Schuh (1996) "Small business and job creation: Dissecting the myth and reassessing the facts," *Small business economics*, Vol. 8, No. 4, pp. 297-315.
- Davis, Steven J, John C Haltiwanger, and Scott Schuh (1998) "Job creation and destruction," *MIT Press Books*, Vol. 1.
- Desai, Mihir A, C Fritz Foley, and James R Hines (2009) "Domestic effects of the foreign activities of US multinationals," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 1, No. 1, pp. 181-203.
- Devereux, Paul J (2003) "Changes in male labor supply and wages," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 56, No. 3, pp. 409-428.
- Doeringer, Peter B. and Michael J. Piore (1971) *Internal labor markets and manpower analysis*, Lexington, Mass.: Lexington, Mass. : Heath Lexington Books.

- Dustmann, Christian and Arthur Van Soest (1998) "Public and private sector wages of male workers in Germany," *European Economic Review*, Vol. 42, No. 8, pp. 1417-1441.
- Edamura, Kazuma, Laura Hering, Tomohiko Inui, and Sandra Poncet (2011) "The overseas subsidiary activities and their impact on the performance of Japanese parent firms," *Discussion papers*, Vol. 11069.
- Ehrenberg, Ronald G and Joshua L Schwarz (1986) "Public-sector labor markets," *Handbook of labor economics*, Vol. 2, pp. 1219-1260.
- Eissa, Nada and Jeffrey B Liebman (1996) "Labor supply response to the earned income tax credit," *The quarterly journal of economics*, Vol. 111, No. 2, pp. 605-637.
- Elder, Todd E, John H Goddeeris, and Steven J Haider (2010) "Unexplained gaps and Oaxaca-Blinder decompositions," *Labour Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 284-290.
- Evers, Michiel, Ruud De Mooij, and Daniel Van Vuuren (2008) "The wage elasticity of labour supply: a synthesis of empirical estimates," *De Economist*, Vol. 156, No. 1, pp. 25-43.
- Farber, Henry S and Robert Gibbons (1996) "Learning and wage dynamics," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 4, pp. 1007-1047.
- Frölich, Markus (2007) "Propensity score matching without conditional independence assumption—with an application to the gender wage gap in the United Kingdom," *The Econometrics Journal*, Vol. 10, No. 2, pp. 359-407.
- Gibbons, Robert and Lawrence F Katz (1991) "Layoffs and lemons," *Journal of labor Economics*, Vol. 9, No. 4, pp. 351-380.

- Gibbons, Robert and Michael Waldman (1999) "A theory of wage and promotion dynamics inside firms," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 4, pp. 1321-1358.
- Gibbons, Robert and Michael Waldman (2006) "Enriching a theory of wage and promotion dynamics inside firms," *Journal of Labor Economics*, Vol. 24, No. 1, pp. 59-107.
- Gibbs, Michael and Wallace Hendricks (2004) "Do formal salary systems really matter?" *ILR Review*, Vol. 58, No. 1, pp. 71-93.
- Gibson, John and Steven Stillman (2009) "Why do big firms pay higher wages? Evidence from an international database," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 1, pp. 213-218.
- Gittleman, Maury and Brooks Pierce (2012) "Compensation for state and local government workers," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, No. 1, pp. 217-241.
- Gregory, Robert G and Jeff Borland (1999) "Recent developments in public sector labor markets," in Ashenfelter, Orley C. and David Card eds. *Handbook of labor economics*, Vol. 3: Elsevier, Book Section 53, pp. 3573-3630.
- Gyourko, Joseph and Joseph Tracy (1988) "An analysis of public-and private-sector wages allowing for endogenous choices of both government and union status," *Journal of labor economics*, Vol. 6, No. 2, pp. 229-253.
- Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda, and Keiko Murata (2012) "Changes in the Japanese employment system in the two lost decades," *ILR Review*, Vol. 65, No. 4, pp. 810-846.

Hanushek, Eric A, Guido Schwerdt, Simon Wiederhold, and Ludger Woessmann (2015)

“Returns to skills around the world: Evidence from PIAAC,” *European Economic Review*, Vol. 73, pp. 103-130.

Harrison, Ann and Margaret McMillan (2011) “Offshoring jobs? Multinationals and

US manufacturing employment,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, No. 3, pp. 857-875.

Hashimoto, Masanori (1981) “Firm-specific human capital as a shared investment,”

*The American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 475-482.

Hashimoto, Masanori and John Raisian (1985) “Employment tenure and earnings pro-

files in Japan and the United States,” *The American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, pp. 721-735.

Hashimoto, Masanori and John Raisian (1992) “Employment tenure and earnings pro-

files in Japan and the United States: Reply,” *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 346-354.

Heckman, James J, Jora Stixrud, and Sergio Urzua (2006) “The effects of cognitive

and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior,” *Journal of Labor economics*, Vol. 24, No. 3, pp. 411-482.

Helpman, Elhanan, Marc J Melitz, and Stephen R Yeaple (2004) “Export versus FDI

with Heterogeneous Firms,” *The American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, pp. 300-316.

Hijzen, Alexander, Sébastien Jean, and Thierry Mayer (2011) “The effects at home

of initiating production abroad: evidence from matched French firms,” *Review of*

- World Economics*, Vol. 147, No. 3, p. 457.
- Hoekstra, Mark (2009) “The effect of attending the flagship state university on earnings: A discontinuity-based approach,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 4, pp. 717-724.
- Hu, LuoJia and Christopher Taber (2011) “Displacement, asymmetric information, and heterogeneous human capital,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 113-152.
- Ito, Keiko and Ayumu Tanaka (2014) “The Impact of Multinationals’ Overseas Expansion on Employment at Suppliers at Home: New evidence from firm-level transaction relationship data for Japan,” report, Citeseer.
- Jovanovic, Boyan (1979a) “Firm-specific capital and turnover,” *Journal of political economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1246-1260.
- Jovanovic, Boyan (1979b) “Job matching and the theory of turnover,” *Journal of political economy*, Vol. 87, No. 5, Part 1, pp. 972-990.
- Kahn, Lisa B (2013) “Asymmetric information between employers,” *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 5, No. 4, pp. 165-205.
- Kahn, Lisa B and Fabian Lange (2014) “Employer learning, productivity, and the earnings distribution: Evidence from performance measures,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 81, No. 4, pp. 1575-1613.
- Kambayashi, Ryo and Kozo Kiyota (2015) “Disemployment caused by foreign direct investment? Multinationals and Japanese employment,” *Review of World Economics*, Vol. 151, No. 3, pp. 433-460.

- Kato, Takao (2001) "The end of lifetime employment in Japan?: Evidence from national surveys and field research," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15, No. 4, pp. 489-514.
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Ueno (2013) "Declining long-term employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 28, pp. 19-36.
- Keane, Michael P (2011) "Labor supply and taxes: A survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 4, pp. 961-1075.
- Kim, Seik and Emiko Usui (2014) "Employer Learning, Job Mobility, and Wage Dynamics," report, working paper, University of Washington.
- Lange, Fabian (2007) "The speed of employer learning," *Journal of Labor Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 1-35.
- Lazear, Edward P (1979) "Why is there mandatory retirement?" *Journal of political economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1261-1284.
- Lazear, Edward P (2004) "The Peter Principle: A theory of decline," *Journal of political economy*, Vol. 112, No. S1, pp. S141-S163.
- Lazear, Edward P. and Michael Gibbs (2014) *Personnel economics in practice*: John Wiley and Sons, 3rd edition.
- Lazear, Edward P and Sherwin Rosen (1981) "Rank-order tournaments as optimum labor contracts," *Journal of political Economy*, Vol. 89, No. 5, pp. 841-864.
- Li, Fei and Can Tian (2013) "Directed search and job rotation," *Journal of Economic Theory*, Vol. 148, No. 3, pp. 1268-1281.
- Light, Audrey and Andrew McGee (2015) "Employer learning and the "importance"

- of skills,” *Journal of Human Resources*, Vol. 50, No. 1, pp. 72-107.
- Maczulskij, Terhi (2013) “Employment sector and pay gaps: genetic and environmental influences,” *Labour Economics*, Vol. 23, pp. 89-96.
- Mansour, Hani (2012) “Does employer learning vary by occupation?” *Journal of Labor Economics*, Vol. 30, No. 2, pp. 415-444.
- Medoff, James L and Katharine G Abraham (1980) “Experience, performance, and earnings,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, No. 4, pp. 703-736.
- Melitz, Marc J (2003) “The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity,” *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, pp. 1695-1725.
- Melitz, Marc J and Stephen J Redding (2014) “Missing gains from trade?” *The American Economic Review*, Vol. 104, No. 5, pp. 317-321.
- Milgrom, Paul R. and John Roberts (1992) *Economics, organization and management*: Prentice-Hall.
- Mincer, Jacob (1974) *Schooling, experience, and earnings*, Vol. 2 of Human behavior and social institutions: National Bureau of Economic Research Distributed by Columbia University Press.
- Mincer, Jacob and Yoshio Higuchi (1988) “Wage structures and labor turnover in the United States and Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 2, No. 2, pp. 97-133.
- Mizala, Alejandra, Pilar Romaguera, and Sebastián Gallegos (2011) “Public-private wage gap in Latin America (1992-2007): A matching approach,” *Labour Economics*, Vol. 18, pp. S115-S131.

- Morikawa, Masayuki (2016) “A comparison of the wage structure between the public and private sectors in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 39, pp. 73-90.
- Moulton, Brent R (1990) “A reexamination of the federal-private wage differential in the United States,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 2, pp. 270-293.
- Muroga, Kiho (2020) “Work or housework? Mincer’s hypothesis and the labor supply elasticity of married women in Japan,” *The Japanese Economic Review*, Vol. 71, No. 2, pp. 303-347.
- Navaretti, Giorgio Barba, Davide Castellani, and Anne-Célia Disdier (2009) “How does investing in cheap labour countries affect performance at home? Firm-level evidence from France and Italy,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 62, No. 2, pp. 234-260.
- Neumark, David (1988) “Employers’ discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination,” *Journal of Human resources*, pp. 279-295.
- Ono, Hiroshi (2010) “Lifetime employment in Japan: Concepts and measurements,” *Journal of the Japanese and international economies*, Vol. 24, No. 1, pp. 1-27.
- Owan, Hideo (2004) “Promotion, turnover, earnings, and firm-sponsored training,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 22, No. 4, pp. 955-978.
- Papageorgiou, Theodore (2018) “Large firms and within firm occupational reallocation,” *Journal of Economic Theory*, Vol. 174, pp. 184-223.
- Pencavel, John (1986) “Chapter 1 Labor supply of men: A survey,” in *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1: Elsevier, pp. 3-102.
- Pinkston, Joshua C (2009) “A model of asymmetric employer learning with testable

- implications,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 76, No. 1, pp. 367-394.
- Prendergast, Canice (1992) “Career development and specific human capital collection,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 6, No. 3, pp. 207-227.
- Rao, Neel (2016) “Social effects in employer learning: An analysis of siblings,” *Labour Economics*, Vol. 38, pp. 24-36.
- Rebick, Marcus E. (2005) *The Japanese employment system : adapting to a new economic environment*: Oxford University Press.
- Rosenbaum, Paul R and Donald B Rubin (1983) “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects,” *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, pp. 41-55.
- Saez, Emmanuel (2002) “Optimal income transfer programs: intensive versus extensive labor supply responses,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 3, pp. 1039-1073.
- Schönberg, Uta (2007) “Testing for asymmetric employer learning,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 25, No. 4, pp. 651-691.
- Silverman, Bernard W (1986) *Density estimation for statistics and data analysis*: CRC press.
- Suga, Fumihiko (2016) “Returns to Postgraduate Education in Japan,” *The Japanese Economic Review*.
- Tong, Tingting, Haizheng Li, and Samuel Greiff (2015) “What makes a leader? The impact of cognitive and non-cognitive abilities,” mimeo.

- Van Ophem, Hans (1993) “A modified switching regression model for earnings differentials between the public and private sectors in the Netherlands,” *The Review of Economics and Statistics*, pp. 215-224.
- Von Davier, Matthias, Eugenio Gonzalez, and Robert Mislevy (2009) “What are plausible values and why are they useful,” *IERI monograph series*, Vol. 2, pp. 9-36.
- Wagner, Joachim (2011) “Offshoring and firm performance: self-selection, effects on performance, or both?” *Review of World Economics*, Vol. 147, No. 2, pp. 217-247.
- Waldman, Michael (1984) “Job assignments, signalling, and efficiency,” *The RAND Journal of Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 255-267.
- Yamada, Ken (2011) “Labor supply responses to the 1990s Japanese tax reforms,” *Labour Economics*, Vol. 18, No. 4, pp. 539-546.
- Yamashita, Nobuaki and Kyoji Fukao (2010) “Expansion abroad and jobs at home: Evidence from Japanese multinational enterprises,” *Japan and the World Economy*, Vol. 22, No. 2, pp. 88-97.
- Ñopo, Hugo (2008) “Matching as a tool to decompose wage gaps,” *The review of economics and statistics*, Vol. 90, No. 2, pp. 290-299.
- 荒木祥太 (2015) 「若年者就業率における賃金弾力性の推定 (2014 年労働政策研究会議報告 会議メインテーマ正社員の多元化をめぐる課題) – (第 2 分科会 (労働市場, 賃金))」, 『日本労働研究雑誌』, 第 655 号, 93-101 頁.
- 荒木祥太 (2018) 「海外現地法人の雇用創出・喪失と日本国内雇用との関係について」, RIETI Discussion Paper Series 18-J-007.
- 荒木祥太 (2020) 「日本の公務員賃金プレミアムに関する分析 -PIAAC による認知能力デ

- ータを用いて-], RIETI Discussion Paper Series 20-J-017.
- 太田聰一 (2001) 「若者の失業は本当に「ぜいたく失業」か?」, 『日本労働研究雑誌』, 第 489 号, 36-37 頁.
- 大湾秀雄・佐藤香織 (2017) 「日本的人事の変容と内部労働市場」, 川口大司 (編) 『日本の労働市場』, 有斐閣, 20-49 頁.
- 奥井めぐみ (2000) 「パネルデータによる男女別規模間賃金格差に関する実証分析」, 『日本労働研究雑誌』, 第 485 号, 66-79 頁.
- 加藤隆夫・神林龍 (2016) 「1980 年代以降の長期雇用慣行の動向」, 『経済研究』, 第 67 巻, 第 4 号, 307-325 頁.
- 川口大司 (2006) 「労働者の高齢化と新規採用」, 『一橋経済学』, 第 1 巻, 第 1 号, 35-60 頁.
- 川口大司 (2017) 「日本における技能利用の男女差:PIAAC を用いた日米英比較からの知見」, 井伊雅子・原千秋・細野薫・松島斉 (編) 『現代経済学の潮流 2017』, 東洋経済新報社, 29-63 頁.
- 上林陽治 (2013) 「非正規公務員と間接差別～東京都内自治体の非正規化の現状を踏まえて」, 『自治総研』, 第 420 号, 1-26 頁.
- 上林陽治 (2015) 『非正規公務員の現在: 深化する格差』, 日本評論社.
- 神林龍 (2016a) 「人手不足と統計」, 『日本労働研究雑誌』, 第 673 号, 26-40 頁.
- 神林龍 (2016b) 「日本的雇用慣行の趨勢: サーベイ」, 『組織科学』, 第 50 巻, 第 2 号, 4-16 頁.
- 黒田祥子・山本勲 (2007) 「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか?-労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」, 『金融研究』, 第 26 巻, 第 2 号, 1-40 頁.

- 玄田有史 (1996) 「「資質」か「訓練」か?(特集賃金研究の現在)」, 『日本労働研究雑誌』, 第 430 号, 17-29 頁.
- 玄田有史 (2001) 「結局, 若者の仕事がなくなった」, ワイズ橋本俊詔・デビッド = (編) 『日米比較: 企業行動と労働市場』, 日本経済新聞社.
- 玄田有史 (2004) 『ジョブ・クリエイション』, 日本経済新聞社.
- 玄田有史 (2007) 「若年無業の経済学的再検討」, 『日本労働研究雑誌』, 第 567 号, 97-112 頁.
- 小池和男 (2005) 『仕事の経済学』, 東洋経済新報社, 第 3 版.
- 白木三秀 (2006) 『国際人的資源管理の比較分析: 「多国籍内部労働市場」の視点から』, 有斐閣.
- 人事院 (2006) 「官民給与の比較方法の在り方に関する研究会報告書」.
- 鶴光太郎 (2016) 『人材覚醒経済』, 日本経済新聞出版社.
- 永瀬伸子 (1997) 「女性の就業選択: 家庭内生産と労働供給」, 中馬宏之・駿河輝和 (編) 『雇用慣行の変化と女性労働』, 東京大学出版会, 279-312 頁.
- 日本労働研究機構 (1998) 「調査研究報告書 No. 101 国際比較: 大卒ホワイトカラーの人材開発, 雇用システム—日英米独の大企業 (2) アンケート調査編」.
- 早川征一郎・盛永雅則・松尾孝一 (2015) 『公務員の賃金: 現状と問題点』, 旬報社.
- 深尾京司 (1997) 「直接投資とマクロ経済—中期的分析—」, 『経済研究』, 第 48 卷, 第 3 号, 227-243 頁.
- 別所俊一郎 (2010) 「税負担と労働供給 (特集税制・社会保障と労働)」, 『日本労働研究雑誌』, 第 605 号, 4-17 頁.
- 宮本弘暁 (2018) 『労働経済学』, 新世社.

八代尚宏 (1997) 『日本的雇用慣行の経済学: 労働市場の流動化と日本経済』, 日本経済新聞社.

八代尚宏 (2015) 『日本的雇用慣行を打ち破れ: 働き方改革の進め方』, 日本経済新聞出版社.

安田宏樹・荒木宏子・ダブラファン N. マルティネス (2019) 「置き換え効果の企業パネルデータ分析」, 『日本労働研究雑誌』, 第 708 号, 96-110 頁.

山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングル時代』, ちくま新書, 筑摩書房.

山田昌弘 (2004) 『パラサイト社会のゆくえ: データで読み解く日本の家族』, ちくま新書, 筑摩書房.