

第2部

雇用戦略に関連する 分析データ編

就業の質、労働者の意欲、能力と生産性等との関係について(実証例)

第1節 はじめに

第1部第3章でも指摘しているように、人口減少・少子高齢化が進展する中で、社会経済の活力を維持していく上でも、生産性の上昇が重要である。生産性の上昇には、労働者の能力開発、意欲向上による創造性・能力発揮が重要な鍵であり、労働者の能力発揮には、企業の人材育成や雇用管理面の取組（女性の活用、仕事と生活の調和等も含む）が重要である。このため、就業の質の向上と労働の質の向上を図る、生産性と就業の質の好循環を図ることが重要である。就業の質を高め、企業、労働者双方にとってメリットがあるような人材マネジメントの仕組みを作ることが望まれる。

ここでは、労働政策研究・研修機構（JILPT）をはじめ既存研究結果の整理により、「就業の質」の効果について確認することとする（ただし、厳密な因果関係の分析は難しいものもある点、留意は必要）。

具体的には、企業業績と企業の雇用管理と労働者の意欲・満足度、人材投資の企業・労働者への効果、雇用システムと企業業績等の関係、女性の活用と企業業績、仕事と生活の両立と企業業績等を中心に最近の研究結果について簡単に整理を行う。

なお、本稿では、人材マネジメントや成果主義の効果についての詳細な議論については立ち入ることはしない。こうした点については、労働政策研究・研修機構プロジェクト研究「企業の経営戦略と人事処遇制度等の総合的分析に関する研究」で検討がなされているので、詳細はそちらを参照されたい。

第2節 従業員の意欲・満足度と企業属性、 企業業績等についての実証例

1 働くことの満足度と個人、企業の属性について

労働政策研究・研修機構『成果主義と働くことの満足度』労働政策研究報告書No.40¹では、働くことの満足度が個人や企業の属性・業績とどう関係しているかについて、詳細な検討がなされている（特に本川・第2章「働くことの満足度と個人・企業の属性」）。同報告書は、労働政策研究・研修機構（2004）「労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査」調査シリーズNo.1（企業調査（民間の信用調査機関の企業台帳より、従業員100人以上の企業を業種、規模別に10,000社を層化無差別抽出、有効回収数1,066社）及び個人調査（企業調査対象企業の労働者100,000人を対象、有効回収数7,828人）から成る、企業調査と労働者調査のマッチングが可能）を再分析したものである。

第2章を中心に、主な知見としては（図表2-1-1参照）

働くことの満足度や就業継続意識は、賃金、労働時間などの労働条件以上に、仕事の内容に大きく関わっている。労働者は、仕事の内容の中でも能力発揮、達成感、成長感といった側面に強い関心がある。

満足度と賃金とは正の関係、労働時間とは負の関係がある。ただし、満足度と労働時間との関係は比較的単純だが、賃金との関係は複数の要因が混在している可能性がある。

賃金は平均的な賃金水準が満足度と関係している。労働時間はむしろ企業内の労働時間格差が満足度と関係しており、企業内の特定の長時間労働者への対応が重要であろう。なお、労働時間の不満は離職につながりやすい（転職希望理由は、賃金不満が労働時間より多いが、転職理由では、賃金より労働時間が不満とする者が多い）。

1 執筆担当者（敬称略）は、河田浩昭、立道信吾、本川 明である。

満足度が高い企業では、従業員から企業への発言の機会や能力開発の機会を提供したり、適材適所や人材育成の差別化を図っている企業が多い。職場の雰囲気は、適度な緊張を保っているところが多い。

成果主義と企業業績や満足度との直接的・短期的な関係は確認できない。この背景として成果主義はいくつかの人材マネジメントが束になって効果を発揮する等の可能性が考えられる。

売上高が伸びた企業では、平均的に満足度が高く賃金も高い傾向がある。売上高が伸びた企業では、就業継続意識も高い傾向がある。一方で、売上高が伸びた企業では、賃金や満足度の散らばりが大きいこと、及び、長時間労働で不満を抱えかつ仕事から心理的距離を置いている者が相対的に多く存在すること、などが観測され、これらが満足度の散らばりを大きくしているとみられる。

企業業績（売上高）と満足度が大局的に同じ方向を向いていることの因果関係の特定は行っていないが、人材育成、最適配置、能力開発などは企業業績と満足度といずれとも正の関係があり、これらは企業経営に良い結果をもたらすことが期待される。

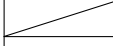
若年者は、相対的に家庭生活との両立、ライフステージに応じた働き方、仕事の内容及び専門能力に対するこだわりが強い。

これらの結果は、労働者の多くがやりがいのある仕事を望んでおり、仕事のやりがいは企業の人材育成への姿勢や企業業績とも関わっていること等が推測される。このことは、特に仕事にこだわりの強い若年者にとって大きな意味があると思われる。

図表2-1-1 満足度等と企業属性の関係

種類	質問項目		満足度別 集計	売上高増 減別集計
社の方針	q3_1	正規従業員を中心に長期雇用を維持	+	
	q3_2	早い段階から配置・育成について差別化	+++	++
	q3_3	非正規従業員を積極的に活用	+	+
	q3_4	最適な人材配置	++	++
	q3_5	年齢や勤続年数より成果を重視		+
	q3_6	昇進・昇格に差を付ける時期を早める		+
	q3_7	能力開発を強化	++	
	q3_8	仕事と生活の調和に配慮	+	+
	q3_9	男女の均等処遇をすすめる	++	+
経営方針の伝達	q19	従業員に経営方針を伝える		
職場の雰囲気	q4_1	部下や後輩を育てようという雰囲気	++	
	q4_2	一人ひとりの能力を活かそうという雰囲気	++	+
	q4_3	ゆとりをもって仕事をしている雰囲気		
	q4_4	職場の業績や成果をあげようという雰囲気		
	q4_5	社員同士が競い合う雰囲気	+	
	q4_6	仲間と協力して仕事をしようという雰囲気		
	q4_7	一人ひとりが自由に意見を言える雰囲気	+	
	q4_8	自分の生活時間を大切にしようという雰囲気		
雇用管理制度	q5_1	目標管理制度		
	q5_2	仕事の成果を賃金に反映制度させる制度		+++
	q5_3	ストックオプション制度		
	q5_4	年俸制		+++
	q5_5	自己申告制度	+++	
	q5_6	社内公募制度	+++	
	q5_7	配置・処遇に関する苦情相談制度	+++	
	q5_8	計画的なOJT	+++	++
	q5_9	off-JT制度	++	+++
	q5_10	自己啓発に関する支援制度	+	++
	q5_11	有給教育訓練休暇制度	++	
	q5_12	資格取得の支援		--
	q5_13	外部教育訓練に関する情報提供		
	q5_14	専門職制度	+	
	q5_15	裁量労働制		+++
	q5_16	非正規と正規の間の転換制度		++
	q5_17	フレックスタイム制度		++
	q5_18	短時間勤務制度		
	q5_19	変形労働時間制		-
	q5_20	在宅勤務制度		
	q5_21	長期休暇制度	++	++
	q5_22	1年を超える育児休業制度		
	q5_23	3か月を超える介護休業制度		
	q5_24	育児・介護退職者の再雇用制度		
	q5_25	育児・介護のための勤務時間繰上・繰下		
	q5_26	育児・介護のための残業・休日労働の免除		
	q5_27	地域限定の勤務制度		
	q5_28	定年退職者の再雇用、60歳超の定年		

図表 2 - 1 - 1 満足度等と企業属性の関係(続き)

種類	質問項目		満足度別 集計	売上高増 減別集計
人材確保に関する方針	q11_1	新規学卒採用を重視		+
	q11_2	中途採用を重視		++
	q11_3	高齢者の継続雇用・再雇用を重視	+++	
	q11_4	女性の積極的な活用	+++	
	q11_5	人材の社内育成を重視		
	q11_6	その他		
従業員の増減	q7_1	正規従業員の増加	+	+++
	q7_2	非正規従業員の増加		+++
正規従業員の採用	q12_1	新規学卒採用増加		+++
	q12_2	中途採用増加	++	+++
従業員の構成	f-11_1	管理職比率		
	f-11_2	研究・技術職比率		--
	f-11_3	事務職比率		
	f-12_1	女性管理職比率		
	f-12_2	中高年者比率		---
	f-12_3	大卒者比率	+	+++
f-12_4	女性非正規従業員比率			
会社の变化	q20_1	組織のフラット化		
	q20_2	組織の統廃合	++	
	q20_3	会社の分割		
	q20_4	会社の合併・統合		+++
	q20_5	アウトソーシングの増加	+	
	q20_6	賃金のカット	---	---
	q20_7	人員削減	--	---
	q20_8	その他		
生産性	q1a	労働生産性の認識(現在)		+++
	q1b	労働生産性の認識(3年前との比較)		+++
意欲	q2a	従業員の意欲の認識(現在)	++	++
	q2b	従業員の意欲の認識(3年前との比較)		+
業績	f3	3年前からの売上高増減	+++	
	f4	3年前からの経常利益増減	+	+++

資料出所：労働政策研究・研修機構（2005）「成果主義と働くことの満足度」労働政策研究報告書 No.40

（第2章（本川）図表 2-5-1）

注1：満足度別集計は、従業員の満足度が平均を超える企業と平均未満の企業の別に各質問項目を集計。

売上高増減別集計は、3年前より売上高が増加した企業と減少・横ばいだった企業の別に集計。

注2：集計の結果、比較グループ相互に1%水準で有意な差がみられる項目に+++（正の関係）または---（負の関係）を付し、5%水準で有意な差がみられる項目には++または--を付し、10%水準で有意な差がみられる項目には+または-を付した。

選択肢が順序尺度になっている項目にはウィルコクソン順位検定を適用し、そうでない項目には²検定を適用した。

注3：集計対象は、原則として次の通り。

満足度別集計：満足度を回答した従業員を有する企業940社、売上高増減別集計：売上高を回答した573社
ただし、それぞれの項目ごとに無回答を省いて集計。

2 労働者の意欲の向上と企業業績

1の前述の報告書『成果主義と働くことの満足度』では、主に労働者の満足度に注目しているが、労働者の能力発揮という点で、労働者の意欲が高まっているかどうか満足度と同じく重視すべきと考えられる。この点、厚生労働省『平成16年版労働経済白書』では、前出「労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査」の特別集計等により、満足度、意欲と労働者や企業の属性との関係を分析している。白書の分析では、

仕事に対する意欲と仕事に対する満足度とは密接な関係がある。

他、1の分析結果と同様、

労働者の意欲、満足度は、仕事の内容そのものと深く関連しており、賃金・労働時間等の労働条件とも関連する。

本人の意向を考慮する（発言の機会を与える）制度、納得性を確保した評価制度をとりいれて、能力開発に力をいれている企業、職場のコミュニケーションを図っている企業では、労働者の意欲・満足度が高い。

労働生産性が高い企業では、労働者の働く意欲が向上しており、満足度が高い。

業績が向上した企業では、労働者の意欲・満足度が高まっている。

能力開発の実施に積極的な企業、雇用管理の工夫を図っている企業では企業業績も良く企業からみた競争力も高くなっている。
等を指摘している。

また、日本労働研究機構「企業の人事戦略と労働者の就業意識に関する調査」（2003年）を用いた、厚生労働省『平成15年版労働経済白書』の分析では、企業による適切な処遇、能力開発、転換制度は非正社員の意欲、満足度を高めている、ことを指摘している。

3 人材投資の労働者、企業への効果

第1部第4章でも指摘しているが、（厳密な実証分析は難しい面があるが）人材投資は、労働者、企業双方にとってプラスの影響を与えるということが示唆

される(能力開発という直接的効果だけでなく、労働者の内発的意欲を刺激する)。

労働政策研究・研修機構(2006)『「現代日本企業の人材マネジメント」プロジェクト研究「企業の経営戦略と人事処遇制度等の総合的分析」中間とりまとめ』労働政策研究報告書No.61²の分析結果では、一部の選抜された社員だけでなく、全社員の教育訓練が重視されている企業でモラルが高い、成果主義導入企業では、労働者が企業の教育訓練に対して満足度が高いほど、モラルも高い、ということが明らかになっており、人材育成は、組織を活性化させ、成果主義を成功させる役割を果たしている。

労働政策研究・研修機構(2006)「企業の行う教育訓練の効果及び民間教育訓練機関活用に関する研究成果」資料シリーズNo.13³の分析結果(前出「労働者の働く意欲と雇用管理にあり方に関する調査」の再分析結果)では、以下の点を指摘している。

- ・従業員の能力開発の実施状況と労働生産性との間には密接な関係があり、従業員の能力開発を積極的に行っている企業ほど労働生産性を高めている。
- ・従業員の能力開発によって労働生産性を高めるためには、能力開発に対する会社の方針や係わり方、経営方針や事業方針が仕事と関係づけられるよう、明確かつ具体的に従業員に伝わるのが大切である。従業員がこれらの情報を自分の仕事のレベルにまで落とし込んで理解をし、自分の能力開発目標が見出せるようにすることが重要である。

厚生労働省『平成16年版労働経済白書』(JILPT調査等の分析)でも人材投資に積極的な企業は生産性や企業業績が高く、企業からみた競争力も強いという指摘をしている。

厚生労働省「平成17年度能力開発基本調査」によると、人材投資額の傾向が

2 執筆担当者(敬称略)は、立道信吾、中村良二、藤本真、宮本光晴、本川明、守島基博である。

3 執筆担当者(敬称略)は、小杉礼子、黒澤昌子、稲川文夫である。

過去に比べて増えたとする企業で売上高、経常利益とも増加とする割合が高くなっている。

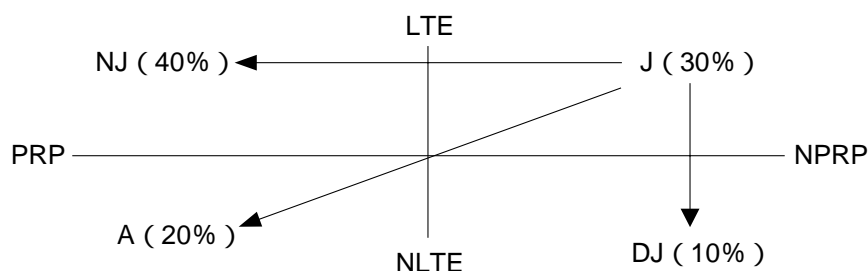
中野(2006)内閣府経済財政分析ディスカッション・ペーパーDP/06-4「我が国における能力開発の現状～個人の能力開発、企業における人材育成のあり方に関する実証分析～」では、個人調査、企業調査をもとに、個人にとって職業訓練は職場に対する満足度を高める他、能力開発を継続的に行う人の賃金は高い可能性があること、企業が人材育成を行う理由は生産性の向上、チームワークの形成、帰属意識の形成等多様な要因があり、人材育成の実施は、従業員の能力や士気の向上などに役立つこと、人材育成は従業員の能力等が高めることを通じて企業の競争力を高めること、から、能力開発は、個人、企業双方にメリットがあると指摘している。

4 雇用システムと企業業績等の関係について

雇用システムについては、長期雇用について、企業、労働者とも支持が高い。企業は今後も長期雇用を維持、という方針が多い。一方、年功的処遇については企業は見直しを進めており、成果主義的な賃金・処遇制度の導入を進めている。長期雇用については、企業、労働者双方ともメリットがある。企業の業績、生産性にも資する、という結果がみられる。

『「現代日本企業の人材マネジメント」 プロジェクト研究「企業の経営戦略と人事処遇制度等の総合的分析」中間とりまとめ』では、日本的雇用慣行の変容を指摘し、長期雇用と成果主義というパターンにより、企業の指向している組み合わせをみると、長期雇用と成果主義の組み合わせであるNew J型（NJ型）が4割を占めるなど多数となっている。ついで、長期雇用と非成果主義（従来の日本的雇用慣行、J型）が3割、非長期雇用と成果主義（いわゆるアメリカ型、A型）が2割、非長期雇用・非成果主義（その他型、DJ型）が1割となっている（図表2-1-2）。

図表 2・1・2 日本企業の分化



資料出所：労働政策研究・研修機構（2006）『現代日本企業の人材マネジメント』労働政策研究報告書 No.61（第3章（宮本）第3-3-2図）

注1：LTE：長期雇用の維持、NLTE：長期雇用の放棄

注2：PRP：成果給の導入、NPRP：成果給の未導入

注3：J型 = LTE+NPRP、NJ型 = LTE+PRP、A型 = NLTE+PRP、DJ型 = NLTE+NPRP

長期雇用・成果主義の組合せの企業は業績も高く、従業員のモラル・意欲も高く、相対的に良好なパフォーマンスを示している。

長期雇用を重視する企業で相対的にパフォーマンスが良い背景として、長期雇用が労働者の意欲を引き出し、人材を育成するための装置として機能したことが考えられる。

また、同分析では、成果主義導入が企業業績を高める方向に作用するということが示唆される一方、長期雇用を重視する企業では、成果主義に伴う不満が相対的に発生しやすいことを示唆する結果も得られ、賃金・処遇の個別化に伴い労働者の納得性の向上が強く求められている。

さらに、同分析では、労使の認識ギャップ(人的資源管理の方針は労働者に正確に伝わっていない、4割の労働者が長期雇用の方針を、25%の労働者が成果主義導入を理解していない)を指摘しており、情報提供の重要性が示唆される。

厚生労働省『平成16年版労働経済白書』の企業財務データによる分析では、労働生産性が上昇し、売上高経常利益率が高まっている企業では、平均勤続年数が長い点を指摘している。

蟻川・菊田・有馬・小田・岸野・茨木(2006)内閣府経済財政分析ディスカッション・ペーパーDP/06-3「アンケート調査からみた日本的経営の特徴」では、アンケート調査と財務データをマッチングし、従業員重視企業は資本収益率が高く、日本的経営の大きな特色である従業員重視という特徴は企業パフォーマ

ンス上も大きな鍵となっていると指摘している。

5 女性の活用、仕事と生活の両立と企業業績について

女性を活用している企業では業績が高い、また、仕事と生活の両立や柔軟な労働時間制度、長期休暇制度は労働者の意欲や満足感を高め、企業業績にも貢献(業績低下を招かない)という研究がある。

経済産業省男女共同参画研究会報告書「女性の活躍と企業業績」(2003年)では、女性が活躍している企業、女性の能力発揮を図っている企業では、企業業績が高い、という結果がでており、女性を男性と同等に積極活用(均等活用を図っている)ことが示唆される(分析詳細は、児玉・小滝・高橋(2005))。

厚生労働省『平成16年版労働経済白書』では、前出「労働者の働く意欲と雇用管理にあり方に関する調査」を用い、職業生活と家庭生活の両立に関する制度や、柔軟な労働時間制度を導入している企業では労働者の意欲・満足度が高く、また、これらの制度は、経常利益が増加した企業で導入割合が高いことを指摘している。

小倉(2005)によれば、前出「労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査」の再分析により、長期休暇と企業経営とは、直接的な因果関係は無いが、長期休暇が充実していれば、労働者の働きやすさが向上し、働きやすさの向上によって労働者の生産性が高まり、結果的に企業の業績に貢献するという結果が得られている。

厚生労働省(2006)「両立支援と企業業績に関する研究会報告書」の分析(アンケート調査と企業業績データを活用した分析)では、以下のような結果が得られている。

- ・女性が活躍の場を拡大するには、両立支援策と均等政策がともに充実することが不可欠。

- ・均等度もファミフレ度も高い企業は業績も高い、また、生活の両立支援策と

女性の能力発揮の両方を重視する企業は軽視企業より投資収益率が高い。

・両立支援策は人材の確保・定着に効果があり、人材育成策との組み合わせで企業業績にプラスの影響（両立支援制度が企業業績を高めるか否かは、人材育成や人材活用の在り方等と密接に関わっている）

・両立支援策(育児休業制度、短時間勤務制度)は、短期的には売上にマイナスの可能性があるが、長期的には企業業績にプラスの影響。

(総括)

こうした結果から推察されるように、就業の質の向上を図ることは、労働者の意欲と能力の発揮、能力向上、企業の活性化、業績向上に資するものであり、就業の質を高めるような取組が期待される。

4 (株)ニッセイ基礎研究所への委託研究、分析者(敬称略)は、佐藤博樹、松原光代、武石恵美子、松繁寿和、守島基博、脇坂明、阿部正浩、黒澤昌子、川北英隆、天野馨南子である。

ワーク・ライフ・バランスについての一考察 労働時間の現実と希望のギャップに着目して

第1節 はじめに

第1部で議論したように、労働者の仕事と生活（＝仕事以外の活動）のバランス、すなわちワーク・ライフ・バランスの実現は、我が国において喫緊の課題であり、ワーク・ライフ・バランスの実現のために、政労使で現在の労働時間のあり方の見直しに関する活発な議論がなされている¹。ワーク・ライフ・バランスに関心が集まっている背景には、ワーク・ライフ・バランスが実現すると、労働者の勤労生活の質が向上するだけでなく、労働者の生産性の上昇が見込まれるということがある。さらに、企業にとっても長期的にはパフォーマンスの改善が期待でき、ひいては社会全体の活力増進につながると考えられる²。

近年特に、ワーク・ライフ・バランスやワーク・ライフ・コンフリクトに関心が持たれるようになってきたのは、長時間労働問題だけでなく、労働者の「生活関心」の所在や労働者が希望するライフスタイルが変化してきたことにある（千葉（2004））。例えば、女性の職場進出や共働き世帯が増加した結果、家庭生活や地域生活により多くの時間を割くことを必要としたり、そのことを希望したりする労働者が増加している。しかし、会社や上司の期待に応えるように仕事をすると、仕事以外の活動に必要とする時間を割くことができず、ワーク・ライフ・コンフリクトが生じることになる。つまり、ワーク・ライフ・

本章は、プロジェクト・サブ研究の成果、原・佐藤（2007）を加筆・改訂したものである。

- 1 ワーク・ライフ・バランスの実現には、労働時間のあり方の検討だけでは不十分である。たとえば、厚生労働省（2004b）では、労働時間のあり方にくわえて、就業の場所、所得の確保、均衡処遇、キャリア形成や展開など多方面から、ワーク・ライフ・バランスの実現のための対策が提示されている。
- 2 Kossek and Ozeki（1998）は、ワーク・ライフ・コンフリクトと労働者の職務満足度と生活満足度の間には負の相関関係があることを明らかにしている。また、企業パフォーマンスに着目したものとして、Kodz, Harper and Dench（2002）やBatt and Valcour（2003）などが挙げられるが、ワーク・ライフ・バランス施策の導入が生産性や労働の質の向上、離職率や離職意思の低下をもたらすことが示唆されている。

コンフリクトは、仕事上の役割と家庭や地域における役割が両立できず、対立する状況といえる。例えば、内閣府 (2006b, 第5章) は、ワーク・ライフ・コンフリクトに関して、多すぎる役割を負うこと (role overload)、家庭に仕事をもち込むこと (work to family interference)、仕事に家庭をもち込むこと (family to work interference) の3つから成ると紹介している。

そして、ワーク・ライフ・バランスとは、労働者が仕事上の責任を果たそうとすると、仕事以外の生活でやりたいことや、やらなければならないことに取り組みなくなるのではなく、両者を実現できる状態にあることを指すのである (男性が育児参加できるワーク・ライフ・バランス推進協議会 (2006))。以上のように、労働者の生活や仕事の質を議論する際には、ワーク・ライフ・バランスという視点は欠かせないことがわかる。こうしたワーク・ライフ・コンフリクトを引き起こす状況を解消したり、予防したりすることが、ワーク・ライフ・バランスの実現を支援するための重要な取組みとなる。

そこで、本章では、ワーク・ライフ・バランスあるいはワーク・ライフ・コンフリクトを生活時間配分から分析することにする。具体的には、(1)労働時間の長さ、(2)労働時間の過不足感、(3)労働時間管理の柔軟性の3つの労働時間に関する要素を取り上げて、これらが労働者の生活や仕事に与える影響を分析する。例えば、分析にとりあげる3つの要素のうち、労働時間を短くしたいという過剰感は、仕事で多すぎる役割を負っていることや仕事が個人生活の妨害を引き起こしていることの表れ、つまりワーク・ライフ・コンフリクトの1つと考えることができるだろう³。

そこで、ふだんの仕事における身体の疲れ、ふだんの仕事における健康を損なう危険、ふだんの仕事におけるストレスの3つを仕事上のこととして取り上げ、労働時間のあり方がこれらにどのような影響を及ぼしているのかを、労働者マイクロデータを用いた計量分析から確認する。そして、分析結果に基づいて、よりよい労働者生活を実現するための議論の土台作りを行うことが、本章の目的である。

3 Kosseck and Ozeki (1998) では、仕事から家庭 (= 仕事以外の活動) へのコンフリクト、家庭から仕事へのコンフリクト、双方向のコンフリクトのそれぞれを区別して論じることの必要性を指摘している。

人間の一日は24時間と決められており、労働時間と余暇(=労働以外の時間)に二分される。新古典派的なフレームワークに従えば、労働者は予算と時間の二つの制約下で、効用を最大化するように、最適な消費と余暇、すなわち消費と労働時間の組み合わせを選択する。

理論上は以上の記述が成り立つはずだが、現実には日本では、雇用者は、労働時間を無限の組み合わせの中から、自分で自由に選択できないことがほとんどである。つまり、一日の労働時間を決められた雇用契約を結ぶのが普通であり、雇用されることと労働時間はパッケージで与えられる。ゆえに、最適な労働時間を達成できない人、つまり労働時間を短くしたい人や労働時間を長くしたい人、そして幸福にも今のままの労働時間でかまわないと考えている人が、労働市場に混在することとなる。さらに、現実経済では、労働時間の決定権は市場を主導する側、つまり企業にある場合が多く、労働者に選択の余地が与えられる場合は少ない⁴。ここに、政策的介入の理論的根拠が生まれる。

国際的にみて、日本は雇用者の労働時間が長い国の1つであり⁵、労働時間をめぐっては、労働時間の長さやサービス残業に着目した研究は積み重ねられてきている。長時間労働の実態やそうした労働時間の規定要因の把握を行った研究成果として、小野(1991)、早見(1995, 2002)、労働政策研究・研修機構(2005a)が挙げられる⁶。

年間総労働時間や週当たり労働時間60時間以上といった、客観的かつ統一的な基準で労働時間の長短を評価し、長時間労働者とされる人をサポートする対策を考えることは、重要な課題である。しかし、上述した理由によって、実際の労働時間の長短だけでなく、労働者が自分の労働時間をどう評価しているかも、労働者がよりよい労働者生活を営むための対策を考える上で、重要な視点だと考えられる。

また、最近では、アメリカのホワイトカラーエグゼンプションに倣ったホワイトカラー労働者が労働時間管理の柔軟性を確保できるような制度の導入につ

4 Schor (1992, p129)。

5 Lee (2004, Figure 2.5) では、先進国の中で、週あたり労働時間50時間以上の雇用者(農業セクターを除く)の割合が最も高いのは日本であることを示している。その他の国際比較においても、日本は労働時間の長いグループに入る(OECD (2004b), ILO (2004) など)。

6 サービス残業そのものに焦点を当てた研究成果には、三谷(1997)、高橋(2005)などがある。

いて、日本でも活発な議論がなされている⁷。議論を進めるにあたって、労働時間管理の柔軟性が労働者の生活に与える影響についても、実証的検証を重ねる必要があるだろう。

そこで、繰り返しになるが、本章では、労働時間のあり方のうち、(1) 実際の労働時間の長さ、(2) 労働時間の過不足感、(3) 労働時間管理の柔軟性の3つを取り上げ、なかでも労働時間の過剰感に特に着目した上で、これらが労働者の職業生活に与える影響を明らかにし、その改善策を検討する手がかりとしたい。具体的には、ふだんの仕事における 身体の疲れ、健康を損なう危険、ストレスの3つの要素を取り上げて、これらに対して労働時間のあり方のうちどの要素が影響を与えるのかを、実証分析から明らかにする。そして、分析結果に基づいて、どのような労働時間対策がとられるべきか、若干の議論を行う⁸。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節では、本章の分析対象を説明し、主な変数の記述統計量を確認する。第3節では、分析に用いる主な変数を定義する。第4節では、本章で取り上げる3つの労働時間のあり方と第3節で説明した主な変数との関係を、クロス表から確認する。つづく第5節では、3つの仕事面の要素に対して、労働時間以外の様々な要因をコントロールをした上で、どの労働時間のあり方が影響を与えるのか、計量分析を用いて検証する。ここでの分析から、労働時間過剰であることが、労働者の生活にマイナスの影響を与えていることが示される。つづく第6節で、誰が労働時間過剰であるのかを計量分析から明らかにする。そして、最後に第7節で、ワーク・ライフ・コンフリクトを軽減し、より良い勤労生活を実現するための対策についての議論を行う。

7 厚生労働省・労働政策審議会労働条件分科会。

8 原・佐藤(2007)では、地域活動への参加状況、仕事と生活の両方に対する満足度についてもとりあげ、仕事だけでなく、仕事以外の活動も含めた全般的な分析を行っている。また、労働時間が長すぎる人だけでなく、労働時間が短くて困っている人についての分析も行っており、そちらも参照されたい。

第2節 分析対象と労働時間変数について

1 使用データと分析対象

本章で使用するデータは、独立行政法人労働政策研究・研修機構が実施した「日本人の働き方調査」の労働者マイクロデータである（以下、本調査と呼ぶ）。本調査は、2005年8月～9月に、全国から無作為抽出された20歳～65歳の男女8000人に対して、訪問留置法により実施された⁹。

総務省統計局「労働力調査」によると、非農林漁業の就業者のうち週60時間以上働いている人の割合は、他の年齢層とくらべて、25～34歳、35～44歳層で非常に高い。また、この年齢層は、職業上のキャリアを築くためにも重要であるだけでなく、家庭を築くのにも重要な年齢である。そこで、ここでは25～44歳の民間企業に雇用されている者に分析対象を限定する¹⁰。

2 労働時間変数の定義と分布

第1節で述べたように、本章では、労働時間に関する変数として、(1) 実際の週当たり労働時間の長さ、(2) 労働時間の過不足感、(3) 労働時間管理の柔軟性の3つを取り上げるが、本節では、これら3つの変数の定義と分布を確認する。

(1) 週当たり労働時間の分布

まず、「週当たり労働時間」についてみていこう。この変数は、「あなたは、ふだん1週間に合計何時間仕事をしていますか」という質問に対する実数回答を用いており、残業時間も含んでいる。分布状況をまとめたのが、図表2-2-1である。25～44歳の雇用者全体では、週当たり労働時間が40時間以上の者が7割を超える。

就業形態別に確認しよう。正社員では、40時間以上50時間未満の者の割合が

9 有効回答数は4939人、有効回答率は61.7%である。詳細については、労働政策研究・研修機構（2006t）を参照されたい。

10 「あなたは雇われて働いていますか」という設問に対して、「雇われて働いている」と回答した者に限定した。

図表 2・2・1 週当たり労働時間の分布

週当たり労働時間	全体	正社員	非正社員
1～20時間未満	108	26	82
	8.25	2.96	19.03
20～30時間未満	109	5	104
	8.33	0.57	24.13
30～35時間未満	51	7	44
	3.90	0.80	10.21
35～40時間未満	75	23	52
	5.73	2.62	12.06
40～50時間未満	484	368	116
	36.97	41.91	26.91
50～60時間未満	260	243	17
	19.86	27.68	3.94
60時間以上	222	206	16
	16.96	23.46	3.71
合計	1,309	878	431
	100.00	100.00	100.00

データ：「日本人の働き方調査」。
注：上段は人数、下段は構成比である。

最も高く41.91%、次いで50時間以上60時間未満が27.68%、三番目が60時間以上で23.46%と、9割以上の正社員が、1週間の労働時間が40時間以上となっている。つまり、1週間に50時間以上働いている正社員の割合は、5割を超える。他方、非正社員に目を向けると、35時間未満の者が53.37%を占め、フルタイムで働いている者とパートタイムで働いている者がほぼ半々となっている¹¹。以上から、正社員と非正社員では、労働時間の長さに大きな違いがあることがわかる。

(2) 労働時間の過不足感の分布

次に、自分の労働時間の過不足感についての変数の定義と分布を確認しよう。本調査には、「あなたは、労働時間を短くしたいですか、長くしたいですか」という設問が用意されている。これに対して「短くしたい」と回答した者を

11 正社員と非正社員の定義であるが、「あなたの働き方の勤務先での呼び名は、次のどれですか」で、「正規の職員・従業員」と回答した者を正社員、「パート」・「アルバイト」・「派遣会社の派遣社員」・「契約社員・嘱託」・「その他」とした者を非正社員とした。つまり、呼称で識別している。

「労働時間過剰」と呼び、「長くしたい」とした者を「労働時間不足」と呼ぶ。そして、「今のままでよい」と回答した者は、本人にとって変更する必要のない最適な労働時間を達成できている者とみなすこととし、「最適労働時間」と呼ぶこととする。

以上で説明した労働時間の過不足感変数の定義と変数の分布をまとめたのが、**図表2-2-2**である。

図表 2・2・2 労働時間の過不足感の分布

選択肢	本章での呼び方	人数	構成比(%)
長くしたい	労働時間不足	80	5.94
今のままでよい	最適労働時間	684	50.82
短くしたい	労働時間過剰	582	43.24
合計		1,346	100.00

データ：図表2・2・1と同じ。

最適労働時間を達成している者の割合が50.82%と最も高い。つまり、25～44歳の雇用者の半数は、現在の労働時間を変える必要がないと考えていることになる。

次いで、自分を労働時間過剰と評価している者が43.24%、最も割合が小さいのは労働時間不足と考えている者である。

それでは、実際の労働時間と労働時間の過不足感の関係はどうなっているのだろうか。両者の関係をまとめたのが、**図表2-2-3**である。週当たり労働時間が50時間未満に関しては、いずれの労働時間カテゴリーにおいても、自分の労働時間を最適と評価している者の割合が最も高くなっていることがわかる。しかし、週当たり労働時間が50時間以上になると、労働時間最適と労働時間過剰の構成比の大小が入れ替わり、労働時間過剰と考える者の割合が最も高くなる。50時間以上60時間未満の者で64.98%、60時間以上の者で79.05%が、自分の労働時間を過剰だと評価している。

他方で、労働時間の短い者、具体的には週当たり労働時間が35時間未満の者で、労働時間が不足と考えている者の割合が、過剰と考えている者の割合と同じか、それよりも高くなっていることにも気づく。

図表 2・2・3 週当たり労働時間別、労働時間の過不足感の分布

週当たり労働時間	労働時間の過不足感			合計
	不足	最適	過剰	
1～20時間未満	16	72	16	104
	15.38	69.23	15.38	100.00
20～30時間未満	24	71	9	104
	23.08	68.27	8.65	100.00
30～35時間未満	6	38	4	48
	12.50	79.17	8.33	100.00
35～40時間未満	9	54	10	73
	12.33	73.97	13.70	100.00
40～50時間未満	11	246	172	429
	2.56	57.34	40.09	100.00
50～60時間未満	2	81	154	237
	0.84	34.18	64.98	100.00
60時間以上	6	38	166	210
	2.86	18.10	79.05	100.00
合計	74	600	531	1,205
	6.14	49.79	44.07	100.00

データ：図表 2・2・1 と同じ。
注：上段は人数、下段は構成比である。

(3) 労働時間管理の柔軟性の分布

そして、労働時間管理の柔軟性をみていこう。本章での「労働時間管理の柔軟性」の定義は、「あなた自身の仕事の始業・終業の時刻は、おもに誰が決めていますか」という設問に対して、「自分自身で決める」と回答した者を柔軟的、それ以外を非柔軟的とするものである。すなわち、就業開始時間と終了時間を自分で選べるか否かで、労働時間管理に対する柔軟性を識別する。

全体の分布をまとめたのが、図表2-2-4である。これから、25～44歳の雇用者のうち労働時間が柔軟的に管理されている者の割合は、16.59%とあまり高くないことがわかる。

図表 2・2・4 労働時間管理の柔軟性の分布

	人数	構成比 (%)
非柔軟的	1,031	83.41
柔軟的	205	16.59
合計	1,236	100.00

データ：図表 2・2・1 と同じ。

第3節 分析に用いる主な変数

ふだんの仕事における身体の疲れ、健康を損なう危険、ストレス

ここでは、第2節で説明した労働時間変数以外に、本章の分析で主に用いる変数について説明する。本調査では、「身体の疲れ」、「健康を損なう危険」や「仕事上の不安や悩み、ストレス（以下、ストレスと呼ぶ）」を、「ふだんの仕事で、どの程度感じていますか」という設問を用意している。そして、それぞれの項目に対して、とても感じる、やや感じる、あまり感じない、まったく感じないの4つの選択肢を用意しており、これに対する回答を変数として用いる。

また、第5節の計量分析で用いる被説明変数を先取りして説明しておく、それぞれの項目に対して、とても感じるを4、やや感じるを3、あまり感じないを2、まったく感じないを1とする順序尺度変数を用いる。つまり、値が大きくなるほど、心身の疲れや健康を損なう危険を強く感じていることを表す変数である。以上で説明した変数作成方法を、図表2-2-5にまとめておく。

図表2-2-5 主な被説明変数の作成方法

設問	項目	選択肢 (項目 ~ に共通)	順序尺度 変数の値
ふだんの仕事で、次のことを、どの程度感じていますか	身体の疲れ 健康を損なう危険 仕事上の不安や悩み、 ストレス	とても感じる	4
		やや感じる	3
		あまり感じない	2
		まったく感じない	1

出所：筆者作成

第4節 ワーク・ライフ・コンフリクトとなる労働時間のあり方はなにか？ クロス表分析から

ここでは、労働時間のあり方と、身体の疲れ、健康を損なう危険、ストレスといった仕事上の経験に影響を与えているのか、クロス表から確認する。

1 労働時間の長さとの関係

身体の疲れと週当たり労働時間の関係をまとめたのが、図表2-2-6である。これから、週当たり労働時間が長くなるほど、身体の疲れを感じる者の割合が高くなることがわかる。特に、50時間以上になると、身体の疲れを「やや感じる」・「とても感じる」と回答した者の割合が9割を超える。

次に、健康を損なう危険と週当たり労働時間の関係をまとめたのが、図表2-2-7である。これから、週当たり労働時間が長くなるほど、健康を損なう危険を感じる者の割合が高くなることがわかる。特に、「やや感じる」・「とても

図表 2 - 2 - 6 週当たり労働時間の分布と身体の疲れ

週当たり労働時間	身体の疲れ				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
1 ~ 20 時間未満	6 5.77	24 23.08	52 50.00	22 21.15	104 100.00
20 ~ 30 時間未満	1 0.97	17 16.50	59 57.28	26 25.24	103 100.00
30 ~ 35 時間未満	2 4.17	4 8.33	27 56.25	15 31.25	48 100.00
35 ~ 40 時間未満	4 5.48	14 19.18	37 50.68	18 24.66	73 100.00
40 ~ 50 時間未満	9 2.12	77 18.16	209 49.29	129 30.42	424 100.00
50 ~ 60 時間未満	3 1.27	19 8.02	125 52.74	90 37.97	237 100.00
60 時間以上	0 0.00	9 4.31	88 42.11	112 53.59	209 100.00
合計	25 2.09	164 13.69	597 49.83	412 34.39	1,198 100.00

データ：図表2-2-1と同じ。

注：上段は人数、下段は構成比である。

図表2-2-7 週当たり労働時間の分布と健康を損なう危険

週当たり労働時間	健康を損なう危険				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
1～20時間未満	29	48	22	5	104
	27.88	46.15	21.15	4.81	100.00
20～30時間未満	20	42	34	7	103
	19.42	40.78	33.01	6.80	100.00
30～35時間未満	10	21	13	4	48
	20.83	43.75	27.08	8.33	100.00
35～40時間未満	20	33	13	5	71
	28.17	46.48	18.31	7.04	100.00
40～50時間未満	55	170	146	53	424
	12.97	40.09	34.43	12.50	100.00
50～60時間未満	14	69	113	39	235
	5.96	29.36	48.09	16.60	100.00
60時間以上	5	52	91	60	208
	2.40	25.00	43.75	28.85	100.00
合計	153	435	432	173	1,193
	12.82	36.46	36.21	14.50	100.00

データ：図表2-2-1と同じ。
注：上段は人数、下段は構成比である。

図表2-2-8 週当たり労働時間の分布とストレス

週当たり労働時間	ストレス				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
1～20時間未満	10	32	46	15	103
	9.71	31.07	44.66	14.56	100.00
20～30時間未満	4	28	47	24	103
	3.88	27.18	45.63	23.30	100.00
30～35時間未満	3	14	18	13	48
	6.25	29.17	37.50	27.08	100.00
35～40時間未満	3	10	44	16	73
	4.11	13.70	60.27	21.92	100.00
40～50時間未満	12	95	191	127	425
	2.82	22.35	44.94	29.88	100.00
50～60時間未満	2	29	107	99	237
	0.84	12.24	45.15	41.77	100.00
60時間以上	3	24	88	94	209
	1.44	11.48	42.11	44.98	100.00
合計	37	232	541	388	1,198
	3.09	19.37	45.16	32.39	100.00

データ：図表2-2-1と同じ。
注：上段は人数、下段は構成比である。

感じる」と回答した者の割合は、50時間未満では5割に満たないが、50時間以上になると一挙に6割を超える。

そして、ふだんの仕事におけるストレスと週当たり労働時間の関係をまとめたのが、図表2-2-8である。ストレスについても、週当たり労働時間が長くなるほど、ストレスを感じると回答する者の割合が高くなることが分かる。35時間未満と35時間以上の間に落差がみられ、35時間以上、つまりフルタイムで働いている者で「やや感じる」・「とても感じる」と回答した者の割合が高くなる。

2 労働時間の過不足感との関係

労働時間の過不足感と 第3節で定義した3つの変数との関係を確認していく。まず、身体の疲れと労働時間の過不足感の関係をまとめたのが、図表2-2-9である。これから、労働時間が過剰であると考えている者の9割以上が、身体の疲れを「とても感じる」・「やや感じる」と回答している。そして、最適労働時間を達成している者と労働時間が不足していると考えている者のうち、身体の疲れを「とても感じる」・「やや感じる」と回答した者の割合は、ともに7割を超えるが、労働時間不足の者のほうが5%ポイント程度、その割合は低い。

次に、健康を損なう危険と労働時間の過不足感の関係をまとめたのが、図表2-2-10である。これから、労働時間過剰の者で、健康を損なう危険を「とても感じる」・「やや感じる」と回答した者の割合が、高くなっている。次いで、最適労働時間の者で高くなっており、労働時間不足の者のほうが健康を損なう

図表 2・2・9 労働時間の過不足感と身体の疲れ

労働時間の過不足感	身体の疲れ				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
労働時間不足	6	15	36	19	76
	7.89	19.74	47.37	25.00	100.00
最適労働時間	18	120	347	131	616
	2.92	19.48	56.33	21.27	100.00
労働時間過剰	3	36	230	274	543
	0.55	6.63	42.36	50.46	100.00
合計	27	171	613	424	1,235
	2.19	13.85	49.64	34.33	100.00

データ：図表2・2・1と同じ。
注：上段は人数、下段は構成比である。

図表 2・2・10 労働時間の過不足感と健康を損なう危険

労働時間の過不足感	健康を損なう危険				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
労働時間不足	20	28	20	6	74
	27.03	37.84	27.03	8.11	100.00
最適労働時間	111	274	187	44	616
	18.02	44.48	30.36	7.14	100.00
労働時間過剰	30	148	234	128	540
	5.56	27.41	43.33	23.70	100.00
合計	161	450	441	178	1,230
	13.09	36.59	35.85	14.47	100.00

データ：図表 2・2・1 と同じ。

注：上段は人数、下段は構成比である。

危険を感じていないことがうかがえる。

そして、労働時間の過不足感とストレスの関係をまとめたのが、図表2-2-11である。これから、労働時間過剰である者で、ストレスを「とても感じる」・「やや感じる」と回答した者の割合が、高くなっている。最適労働時間の者と労働時間不足の者の間に、大きな違いはみられない。

図表 2・2・11 労働時間の過不足感とストレス

労働時間の過不足感	ストレス				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
労働時間不足	5	16	37	18	76
	6.58	21.05	48.68	23.68	100.00
最適労働時間	29	147	305	135	616
	4.71	23.86	49.51	21.92	100.00
労働時間過剰	4	73	215	251	543
	0.74	13.44	39.59	46.22	100.00
合計	38	236	557	404	1,235
	3.08	19.11	45.10	32.71	100.00

データ：図表 2・2・1 と同じ。

注：上段は人数、下段は構成比である。

3 労働時間管理の柔軟性との関係

労働時間管理の柔軟性とこれまでと同じ3つの変数との関係を確認する。労働時間管理の柔軟性と身体の疲れの関係をまとめたのが、図表2-2-12である。柔軟的な労働時間管理がなされている者のほうが、身体の疲れを「まったく感

図表 2・2・12 労働時間管理の柔軟性と身体の疲れ

労働時間管理の柔軟性	身体の疲れ				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
非柔軟的	20	139	514	350	1,023
	1.96	13.59	50.24	34.21	100.00
柔軟的	6	29	98	72	205
	2.93	14.15	47.80	35.12	100.00
合計	26	168	612	422	1,228
	2.12	13.68	49.84	34.36	100.00

データ：図表 2・2・1 と同じ。
注：上段は人数、下段は構成比である。

「まったく感じない」・「感じない」と回答した者の割合が若干高いが、大きな違いはみられない。

次に、健康を損なう危険と労働時間管理の柔軟性の関係をまとめたのが、図表 2-2-13 である。柔軟的な労働時間管理がなされている者のほうが、健康を損なう危険を「まったく感じない」・「感じない」と回答した者の割合がわずかではあるが高くなっているが、身体の疲れと同じく、両者の間に大きな違いはみられない。

図表 2・2・13 労働時間管理の柔軟性と健康を損なう危険

労働時間管理の柔軟性	健康を損なう危険				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
非柔軟的	124	378	367	150	1,019
	12.17	37.10	36.02	14.72	100.00
柔軟的	35	69	73	27	204
	17.16	33.82	35.78	13.24	100.00
合計	159	447	440	177	1,223
	13.00	36.55	35.98	14.47	100.00

データ：図表 2・2・1 と同じ。
注：上段は人数、下段は構成比である。

そして、ストレスと労働時間管理の柔軟性の関係をまとめたのが、図表 2-2-14 である。労働時間管理が柔軟的な者のほうが、ストレスを「まったく感じない」・「感じない」と回答した者の割合が高くなっているが、これも大きな違いは見出せない。

図表 2・2・14 労働時間管理の柔軟性とストレス

労働時間管理の柔軟性	ストレス				合計
	まったく感じない	あまり感じない	やや感じる	とても感じる	
非柔軟的	29	194	465	335	1,023
	2.83	18.96	45.45	32.75	100.00
柔軟的	9	40	91	65	205
	4.39	19.51	44.39	31.71	100.00
合計	38	234	556	400	1,228
	3.09	19.06	45.28	32.57	100.00

データ：図表 2・2・1 と同じ。
注：上段は人数、下段は構成比である。

以上から、労働時間が長い者、具体的には週当たり労働時間が50時間以上になると、身体の疲れや健康を損なう危険をといた身体的な症状の悪さを、ふだんの仕事において感じる者の割合が高くなることがわかる。そして、ストレスといった精神的な症状については、週当たり労働時間が35時間以上の者、すなわちフルタイムで働いている者で強く感じていることが示された。

さらに、実際の労働時間の長さだけでなく、労働時間過剰である者、すなわち自分の労働時間を過剰だと評価している労働者のうち、身体の疲れ、健康を損なう危険、ストレスを感じている者の割合が非常に高くなることがわかる。

よって、長時間労働だけでなく、労働時間が過剰であることが、仕事への支障をきたす要因、すなわちワーク・ライフ・コンフリクトの一要素であることがうかがえる。

第5節 ワーク・ライフ・コンフリクトとなる労働時間のあり方はなにか？ 計量分析から

第4節のクロス表分析から、労働時間が過剰であることが、仕事への支障をきたす要因、すなわちワーク・ライフ・コンフリクトの一要素であることがうかがえる結果がえられた。クロス表だけからでは、限定的なことしか言うことができない。そこで、本節では、計量分析を用いて、労働時間以外にも影響を及ぼすと考えられるその他の要因をコントロールした上で、長時間労働ならびに労働時間過剰が、ワーク・ライフ・コンフリクトの一要素と言えるのかを明らかにする。

1 身体の疲れや健康を損なう危険について

(1) 計量分析のフレームワーク

身体の疲れや健康を損なう危険に対して、3つの労働時間に関する変数が影響を及ぼすか、順序プロビット分析を用いて確認する。

労働時間のあり方以外にも、身体の疲れや健康を損なう危険に及ぼすと考えられる要因として、年齢や性別、結婚や子供の有無といった個人属性が挙げられる。また、働き方や職場属性も影響すると考えられる。よって、正社員であるかどうか、事業所規模、業種、職種といった変数もコントロールする。

(2) 同時性に対する対応

ここで、主な説明変数として労働時間の過不足感を用いるが、この変数を用いることで、分析上、同時性の問題が発生する可能性は否定できない。ここでの計量分析では、労働時間過剰であるから身体の疲れや健康を損なう危険をより強く感じるという因果関係を仮定しているわけだが、身体の疲れを感じているから労働時間を過剰に感じているという逆の因果関係があるかもしれないことを、同時性の問題という。

同時性を回避するには、操作変数法を用いるべきであるが、順序プロビット分析には操作変数法を適用することはできない。そこで、「現在の健康状態」¹²、「定期的な健康診断の受診の有無」¹³、「ふだんの健康に対する取り組み」¹⁴といった変数を取り入れることで、同時性の回避を可能な限り試みることとする。

12 「今の健康状態はいかがですか」という設問に対して、「よくない」を1、「あまりよくない」を2、「ふつう」を3、「まあよい」を4、「非常によい」を5とする健康状態がよいほど値が大きくなる変数である。

13 「あなたは、健康診断を定期的を受けていますか」という設問に対して、「会社や組織の健康診断を受けている」・「配偶者の会社・組織の健康診断を受けている」・「自治体の健康診断を受けている」・「個人で健康診断を受けている」のいずれかを選択した者を1、「特に健康診断を受けていない」とした者を0とするダミー変数である。

14 「あなたは、健康のために、日頃から実行していることがありますか（はいいくつでも）」という設問に対して、「食生活に気をつける」・「栄養補助食品をのむ」・「睡眠・休息を十分にとる」・「規則正しい生活をする」・「定期的に運動やスポーツを行う」・「ストレスの発散をこころがけている」・「その他」という選択肢が用意されているが、選択した数を変数の値とした。つまり、値が大きいほど、健康に対する取組みをより積極的に行っていることを表す変数である。そして、「特に実行していることはない」を選択した者については、0とした。

つまり、現在の健康状態の悪い者ほど、身体の疲れや健康を損なう危険を感じていて、労働時間に過剰感を感じているかもしれない。また、健康診断の受診やふだんの健康に対する取り組みなど怠っている者ほど、身体や健康を維持できておらず、そのことが労働時間の過剰感につながっている可能性がある。それゆえ、これら変数をコントロール変数として、計量分析のフレームワークに取入れることによって、同時性のある程度は回避できると考えられる。

(3) 身体の疲れについての推定結果

(2) の分析フレームワークに則って、身体の疲れの規定要因について順序プロビット分析を行った結果が、図表2-2-15である。推定式¹は、労働時間に関する変数のうち、週当たり労働時間のみをモデルに取り入れた推定式で、推定式²は、労働時間に関する変数3つをすべて導入した式である。推定式³は、労働時間の過不足感と労働時間管理の柔軟性という、従来用いられてこなかった新しい変数が、週当たり労働時間変数の推定結果に影響を与えるか、つまり omitted variables である可能性を検証するための推定である。

そして、推定式⁴は、「現在の健康状態」、「定期的な健康診断の受診の有無」、「ふだんの健康に対する取り組み」という3つの変数を用いてコントロールして同時性の回避を試みた推定結果である。

また、週当たり労働時間でサブグループ化して推定を行ったのが、推定式⁵と⁶で、前者が50時間未満について、後者が50時間以上についての推定結果である。このサブグループ化は、実際に労働時間が長い上で労働時間過剰である者と、労働時間がさほど長くないのに労働時間を過剰だと考えている者の間に違いはあるのかどうか、この点を検証するための推定式である。

図表 2-2-15 身体の疲れの疲れの規定要因についての推定結果

					50 時間未満	50 時間以上
労働時間不足	-	- 0.164	- 0.336	- 0.391	0.118	
		[0.153]	[0.158]**	[0.167]**	[0.448]	
労働時間過剰 (基準：最適労働時間)	-	0.706	0.633	0.726	0.681	
		[0.085]***	[0.087]***	[0.113]***	[0.137]***	
35 時間以上 40 時間未満	0.165	0.233	0.129	-	-	
	[0.167]	[0.171]	[0.176]			
40 時間以上 50 時間未満	0.341	0.267	0.181	-	-	
	[0.121]***	[0.124]**	[0.127]			
50 時間以上 60 時間未満	0.626	0.427	0.362	-	-	
	[0.142]***	[0.146]***	[0.149]**			
60 時間以上 (基準：35 時間未満)	1.057	0.745	0.734	-	-	
	[0.149]***	[0.156]***	[0.160]***			
労働時間の柔軟性	-	- 0.057	- 0.017	- 0.023	- 0.072	
		[0.097]	[0.099]	[0.135]	[0.143]	
年齢	0.001	0.001	- 0.006	- 0.004	- 0.01	
	[0.007]	[0.007]	[0.007]	[0.009]	[0.012]	
女性ダミー	0.224	0.292	0.18	0.049	- 0.019	
	[0.193]	[0.195]	[0.200]	[0.229]	[0.436]	
結婚ダミー	0.19	0.243	0.305	0.212	0.431	
	[0.121]	[0.123]**	[0.126]**	[0.186]	[0.172]**	
6 歳未満の子供ダミー	0.045	0.026	0.044	0.096	0.014	
	[0.112]	[0.113]	[0.116]	[0.176]	[0.152]	
女性 × 結婚ダミー	0.038	- 0.038	- 0.011	0.026	- 0.455	
	[0.165]	[0.168]	[0.172]	[0.220]	[0.340]	
女性 × 6 歳未満の子供ダミー	0.248	0.279	0.277	0.2	- 0.139	
	[0.173]	[0.176]	[0.181]	[0.228]	[0.526]	
正社員ダミー	- 0.018	- 0.214	- 0.256	- 0.268	- 0.227	
	[0.163]	[0.167]	[0.172]	[0.211]	[0.305]	
女性 × 正社員ダミー	0.069	0.039	0.138	0.212	0.65	
	[0.197]	[0.200]	[0.205]	[0.244]	[0.442]	

100人以上1000人未満	0.114 [0.091]	0.093 [0.092]	0.107 [0.096]	0.059 [0.123]	0.153 [0.151]
1000人以上 (基準:100人未満事業所)	0.195 [0.154]	0.155 [0.156]	0.2 [0.160]	0.143 [0.210]	0.244 [0.252]
製造業	- 0.037 [0.146]	- 0.144 [0.148]	- 0.251 [0.152]*	- 0.210 [0.209]	- 0.354 [0.225]
電気ガス、情報、運輸	- 0.019 [0.155]	- 0.082 [0.157]	- 0.264 [0.162]	- 0.123 [0.226]	- 0.309 [0.239]
卸売・小売、飲食、宿泊	- 0.042 [0.155]	- 0.094 [0.157]	- 0.228 [0.162]	- 0.139 [0.222]	- 0.359 [0.240]
金融、不動産	0.262 [0.197]	0.253 [0.201]	0.169 [0.207]	0.343 [0.277]	- 0.227 [0.321]
サービス業 (基準:農林漁業・建設)	- 0.062 [0.146]	- 0.13 [0.147]	- 0.239 [0.152]	- 0.006 [0.211]	- 0.586 [0.222]**
専門	0.307 [0.113]**	0.34 [0.114]**	0.371 [0.117]**	0.343 [0.148]**	0.401 [0.208]*
管理	- 0.055 [0.217]	- 0.045 [0.219]	- 0.159 [0.222]	- 0.56 [0.332]*	0.204 [0.314]
販売・サービス	0.225 [0.122]*	0.273 [0.124]**	0.231 [0.127]*	0.342 [0.156]**	0.194 [0.224]
技能、運輸など (基準:事務職)	0.605 [0.101]**	0.709 [0.103]**	0.668 [0.106]**	0.792 [0.126]**	0.497 [0.200]**
現在の健康状態			- 0.457 [0.044]**	- 0.445 [0.055]**	- 0.427 [0.071]**
健康診断受診の有無	-	-	0.081 [0.100]	0.098 [0.117]	0.091 [0.187]
健康への取組み	-	-	0.033 [0.025]	0.031 [0.031]	0.02 [0.043]
N	1089	1084	1069	662	432
Chi-square (d.f.)	129.39(23)**	202.79(26)**	314.85(29)**	189.59(25)**	91.28(25)**
Log Likelihood	- 1084.54	- 1040.99	- 968.59	- 632.37	- 363.11

データ: 図表2.2.1と同じ。注1: ***は統計的に1%有意、**は5%有意である。注2: []内の数値は標準偏差である。

推定式 (2) と (3) を比較すると、主な説明変数である労働時間ダミーの係数の絶対値が、(3) よりも (2) でかなり小さくなることから、omitted variableバイアスが発生している可能性は否定できず、労働時間の過不足感と労働時間管理の柔軟性という変数をモデルに取り入れる必要があると考えられる。そこで、ここでは、労働時間の過不足感と労働時間管理の柔軟性をモデルに取り入れ、かつ同時性に対する配慮も行った推定式 (4) を用いて解釈を行う。

週当たり労働時間が50時間以上の者が、統計的に有意にふだんの仕事で身体の疲れを感じており、実際の労働時間の影響というのも無視できない。

しかし、労働時間をコントロールしても、労働時間不足である者は最適な労働時間を達成している者とくらべて身体の疲れを感じていないが、他方で労働時間が過剰である者は身体の疲れをより強く感じていることが示された。つまり、実労働時間の長さに加えて、その人にとっての適切な労働時間を達成することが、身体の疲れを軽減する要因になりうると考えられる。

それでは、推定式 (2) と (3) をみていこう。週当たり労働時間が50時間未満であれば、労働時間が過剰であると考えている人は、統計的に有意に身体の疲れを感じている一方で、労働時間不足である者は最適な労働時間を達成している者とくらべて、身体の疲れを統計的に有意に感じていない。しかし、週当たり労働時間が50時間以上となると、労働時間不足だと感じていても、最適労働時間の者との間に統計的に有意な違いは見出せなくなり、統計的に有意ではないものの、より身体的な疲れを感じていることがうかがえる結果である。

(4) 健康を損なう危険についての推定結果

(2) の分析フレームワークに則って、ふだんの仕事で健康を損なう危険をどの程度感じているかという主観的な評価の規定要因について、順序プロビット分析を行った結果が図2-2-16である。推定式の定式化は (3) と同じである。

図表 2・2・16 健康を損なう危険の規定要因についての推定結果

					50 時間未満	50 時間以上
労働時間不足	-	- 0.121	- 0.251	- 0.375	0.39	
		[0.153]	[0.156]	[0.166]*	[0.429]	
労働時間過剰 (基準：最適労働時間)	-	0.560	0.468	0.522	0.514	
		[0.080]***	[0.082]***	[0.105]***	[0.130]***	
35 時間以上 40 時間未満	- 0.108	- 0.123	- 0.154	-	-	
		[0.166]	[0.171]			
40 時間以上 50 時間未満	0.393	0.298	0.245	-	-	
		[0.116]***	[0.119]**	[0.121]**		
50 時間以上 60 時間未満	0.68	0.491	0.465	-	-	
		[0.137]***	[0.142]***			
60 時間以上 (基準：35 時間未満)	0.964	0.709	0.708	-	-	
		[0.142]***	[0.150]***			
労働時間の柔軟性	-	- 0.178	- 0.171	- 0.395	0.04	
		[0.092]*	[0.094]*	[0.133]***	[0.135]	
年齢	0.002	0.002	- 0.003	- 0.0002	- 0.016	
		[0.007]	[0.007]	[0.009]	[0.011]	
女性ダミー	- 0.049	0.016	- 0.097	- 0.11	- 0.609	
		[0.188]	[0.189]	[0.192]	[0.412]	
結婚ダミー	- 0.004	0.039	0.086	0.118	0.188	
		[0.116]	[0.117]	[0.119]	[0.163]	
6 歳未満の子供ダミー	0.153	0.144	0.146	0.154	0.076	
		[0.106]	[0.107]	[0.108]	[0.142]	
女性 × 結婚ダミー	- 0.087	- 0.185	- 0.161	- 0.319	- 0.191	
		[0.159]	[0.161]	[0.164]	[0.318]	
女性 × 6 歳未満の子供ダミー	0.038	0.054	0.085	0.078	0.026	
		[0.165]	[0.166]	[0.170]	[0.496]	
正社員ダミー	- 0.028	- 0.172	- 0.186	- 0.175	- 0.063	
		[0.158]	[0.160]	[0.162]	[0.287]	
女性 × 正社員ダミー	- 0.049	- 0.113	- 0.064	- 0.068	0.613	
		[0.191]	[0.192]	[0.194]	[0.418]	

100人以上1000人未満	0.127 [0.087]	0.123 [0.087]	0.139 [0.090]	0.052 [0.118]	0.223 [0.142]
1000人以上 (基準:100人未満事業所) 製造業	0.051 [0.148] - 0.039 [0.139]	0.027 [0.149] - 0.122 [0.141]	0.08 [0.152] - 0.199 [0.143]	0.232 [0.203] - 0.261 [0.199]	- 0.196 [0.232] - 0.155 [0.211]
電気ガス、情報、運輸	0.171 [0.148]	0.138 [0.149]	0.03 [0.153]	- 0.074 [0.216]	0.239 [0.224]
卸売・小売、飲食、宿泊	- 0.1 [0.149]	- 0.153 [0.150]	- 0.239 [0.153]	- 0.249 [0.212]	- 0.201 [0.226]
金融、不動産	0.268 [0.189]	0.289 [0.191]	0.262 [0.196]	0.316 [0.264]	0.037 [0.304]
サービス業 (基準:農林漁業・建設) 専門	0.038 [0.140]	- 0.006 [0.141]	- 0.057 [0.143]	0.002 [0.202]	- 0.19 [0.207]
管理	0.321 [0.109]***	0.346 [0.110]***	0.373 [0.112]***	0.46 [0.143]***	0.236 [0.195]
販売・サービス	- 0.315 [0.207]	- 0.306 [0.208]	- 0.425 [0.210]*	- 0.616 [0.322]	- 0.435 [0.299]
技能、運輸など (基準:事務職) 現在の健康状態	0.239 [0.118]*	0.287 [0.120]*	0.249 [0.121]*	0.353 [0.151]*	0.104 [0.213]
健康診断受診の有無	0.590 [0.097]***	0.659 [0.098]***	0.622 [0.100]***	0.692 [0.121]***	0.424 [0.189]**
健康への取り組み	- [0.118]	- [0.120]	- 0.375 [0.041]***	- 0.305 [0.051]***	- 0.513 [0.068]***
N	1085	1080	1066	662	429
Chi-square (d.f.)	202.55(23)***	260.73(26)***	347.97(29)***	163.58(25)***	135.19(25)***
Log Likelihood	- 1288.61	- 1253.52	- 1189.12	- 757.97	- 442.29

データ: 図表 2-2.1 と同じ。注 1: ***は統計的に1%有意、**は5%有意である。注 2: [] 内の数値は標準偏差である。

(3)と同じ理由から、ここでも推定式 を用いて、解釈していこう。労働時間が40時間以上の者ほど、ふだんの仕事において健康を損なう危険を統計的に有意に感じていることが示された。また、労働時間をコントロールしても、労働時間が過剰だと考えている者ほど、健康を損なう危険を感じている。また、柔軟な労働時間管理がなされている者のほうが、健康を損なう危険を感じていない。

次に、推定式 と をみていこう。結果は、(3)とほぼ同じである。週当たり労働時間が50時間未満であれば、労働時間が過剰であると考えている人は、統計的に有意に健康を損なう危険を感じている一方で、労働時間不足である者は最適な労働時間を達成している者とくらべて、健康を損なう危険を統計的に有意に感じていない。しかし、週当たり労働時間が50時間以上となると、労働時間不足だと感じていても、最適労働時間の者との間に統計的に有意な違いは見出せなくなり、統計的に有意ではないものの、より危険を強く感じている傾向がうかがえる。

2 ストレスについて

(1) 計量分析のフレームワークと同時性への対応

ここでは、5.1節と同じ分析フレームワークで、第2節で定義した3つの労働時間に関する変数が、ふだんの仕事における不安や悩み、ストレスの程度に影響しているのかを確認する。

5.1節と同様、主な説明変数として労働時間の過不足感を用いるが、この変数を用いることで、分析上、同時性の問題が発生する可能性は否定できない。ここでの計量分析では、労働時間過剰であるからストレスをより強く感じるという因果関係を仮定しているわけだが、仕事において不安や悩み、ストレスを感じているから労働時間を過剰に感じるという、逆の因果関係を指す。

同時性を回避するには操作変数法を用いるべきであるが、5.1節でも述べたように、順序プロビット分析には操作変数法を適用することはできない。そこで、「ストレスについての相談相手」¹⁵、という変数を取り入れて、同時性の回避を試みる。

つまり、ふだんからストレスについて相談できる相手やチャンネルを多数確

保している人ほど、ストレスを発散でき、ストレスに起因する労働時間の過剰感を軽減できているかもしれない。それゆえ、この変数をコントロール変数として、計量分析のフレームワークに取入れることによって、完全とはいえないものの、同時性の回避が一定の範囲で可能になると考える。

(2) 推定結果

推定式の定式化は、5.1節と同じである。ストレスの規定要因についての順序プロビット分析の推定結果をまとめたのが、図表2-2-17である。推定式を用いて、解釈していこう。労働時間が50時間以上の者ほど、ふだんの仕事においてストレスを統計的に1%有意で感じていることが示された。また、労働時間をコントロールしても、労働時間が過剰だと考えている者ほど、ストレスを感じている。すなわち、労働時間ももちろん影響を与えるが、労働時間をコントロールしても自分の労働時間に過剰感を感じている者ほど、ストレスを感じていることが明らかにされた。

また、推定式 と から、労働時間が50時間未満であると、労働時間過剰の者がストレスをより強く感じていることが示され、かつ最適な労働時間を達成している者と労働時間不足の者の間でストレスの感じ方に違いがみられない。しかし、労働時間が50時間以上であると、最適な労働時間を達成している者とくらべると、労働時間が過剰である者や不足である者のほうが、よりストレスを感じていることが示された。労働時間50時間というのが、境界値であるのかもしれない。

ここで、労働時間管理の柔軟性がストレスを軽減するのか推定式 と から確認すると、労働時間が50時間未満であれば、労働時間管理が柔軟的である者のほうがストレスを感じてないが、50時間以上になると労働時間管理の柔軟性はストレスの強弱に影響を与えなくなる。これから、労働時間の長短によって、

15 「あなたが、仕事上の不安や悩み、ストレスについて、相談できる人は次の誰ですか（はいくつでも）(問A-41)」という設問に対して、「家族」・「友人」・「上司」・「先輩や同僚」・「仕事上の知人や関係者」・「勤務先の医師・カウンセラー」・「勤務先以外の医師・カウンセラー」・「労働組合」・「社員会などの従業員組織」・「その他」という選択肢が用意されているが、選択した選択肢数を変数の値とした。つまり、値が大きいほど、ストレスの相談相手・相談機会をより多く確保できていることを表す変数である。そして、「相談できる人はいない」を選択した者については、0とした。

図表2・2・17 ストレスの規定要因についての推定結果

				50時間未満	50時間以上
労働時間不足	-	0.108	0.095	- 0.037	0.852
		[0.150]	[0.150]	[0.158]	[0.457]
労働時間過剰 (基準：最道労働時間)	-	0.467	0.472	0.551	0.397
		[0.081]**	[0.081]**	[0.105]**	[0.129]**
35時間以上40時間未満	0.261	0.294	0.298	-	-
	[0.163]	[0.165]	[0.165]		
40時間以上50時間未満	0.243	0.197	0.199	-	-
	[0.118]**	[0.120]	[0.120]		
50時間以上60時間未満	0.582	0.458	0.449	-	-
	[0.139]**	[0.143]**	[0.143]**		
60時間以上 (基準：35時間未満)	0.706	0.495	0.499	-	-
	[0.144]**	[0.150]**	[0.150]**		
労働時間の柔軟性	-	- 0.057	- 0.066	- 0.228	0.087
		[0.094]	[0.094]	[0.128]	[0.138]
年齢	- 0.0001	0.00001	- 0.001	- 0.002	- 0.002
	[0.007]	[0.007]	[0.007]	[0.009]	[0.012]
女性ダミー	0.232	0.289	0.299	0.367	- 0.061
	[0.188]	[0.189]	[0.189]	[0.217]	[0.405]
結婚ダミー	0.181	0.215	0.227	0.036	0.432
	[0.118]	[0.119]	[0.120]	[0.178]	[0.166]**
6歳未満の子供ダミー	0.056	0.039	0.040	0.208	- 0.145
	[0.109]	[0.110]	[0.110]	[0.169]	[0.145]
女性×結婚ダミー	- 0.235	- 0.306	- 0.302	- 0.23	- 0.394
	[0.162]	[0.163]	[0.164]	[0.211]	[0.324]
女性×6歳未満の子供ダミー	0.103	0.127	0.123	- 0.087	0.474
	[0.168]	[0.169]	[0.170]	[0.215]	[0.516]
正社員ダミー	0.147	0.047	0.053	0.151	0.126
	[0.159]	[0.161]	[0.161]	[0.197]	[0.287]
女性×正社員ダミー	0.08	0.034	0.037	- 0.039	0.473
	[0.192]	[0.193]	[0.193]	[0.229]	[0.416]

100人以上1000人未満	- 0.034 [0.088]	- 0.05 [0.089]	- 0.045 [0.089]	- 0.109 [0.114]	0.1 [0.143]
1000人以上 (基準：100人未満事業所)	0.126 [0.152]	0.094 [0.152]	0.070 [0.153]	0.229 [0.202]	- 0.088 [0.238]
製造業	0.177 [0.142]	0.116 [0.143]	0.148 [0.144]	0.231 [0.196]	0.138 [0.215]
電気ガス、情報、運輸	- 0.115 [0.149]	- 0.161 [0.150]	- 0.139 [0.151]	0.08 [0.213]	- 0.231 [0.223]
卸売・小売、飲食、宿泊	0.079 [0.152]	0.038 [0.152]	0.064 [0.153]	0.09 [0.210]	0.218 [0.228]
金融、不動産	0.227 [0.193]	0.211 [0.195]	0.242 [0.195]	0.428 [0.261]	0.005 [0.306]
サービス業 (基準：農林漁業・建設) 専門	0.099 [0.142]	0.051 [0.142]	0.095 [0.144]	0.349 [0.200]	- 0.121 [0.209]
管理	0.013 [0.111]	0.018 [0.112]	0.022 [0.112]	- 0.068 [0.141]	0.133 [0.200]
販売・サービス	- 0.294 [0.209]	- 0.287 [0.210]	- 0.29 [0.210]	- 0.507 [0.314]	- 0.221 [0.301]
技能、運輸など (基準：事務職)	0.153 [0.121]	0.160 [0.122]	0.177 [0.122]	0.262 [0.150]	0.112 [0.219]
ストレスについての相談相手	0.06 [0.098]	0.100 [0.099]	0.102 [0.099]	0.203 [0.117]	- 0.016 [0.192]
N	- 1090	- 1085	- 1081	- 673	- 433
Chi-square (d.f.)	85.87(23)**	117.6(26)**	121.0(27)**	65.27(23)**	40.59(23)**
Log Likelihood	- 1209.27	- 1187.55	- 1182.39	- 767.22	- 426.81

データ：図表2・2・1と同じ。注1：***は統計的に1%有意、**は5%有意である。注2：[]内の数値は標準偏差である。

労働時間管理の柔軟性の影響が異なってくるといえる。

そして、ストレスの相談相手を多数確保している者のほうが、ストレスを統計的に有意に感じないことも示された。ふだんから、仕事上の不安や悩み、ストレスを相談できるチャンネルを数多く確保しておくことが、仕事上のストレスを軽くするのに役立つといえよう。

前節のクロス表の結果と同じく、本節の計量分析の結果からも、労働時間が長い者、具体的には週当たり労働時間が50時間以上になると、身体の疲れや健康を損なう危険、ストレスをふだんの仕事において感じることを示された。

また、労働時間の長さをコントロールしても、自分の労働時間を過剰だと評価している労働者が、身体の疲れ、健康を損なう危険、ストレスを感じていることも明らかにされた。

よって、以上の分析結果から、長時間労働だけでなく、むしろ労働時間が過剰であることがワーク・ライフ・コンフリクトの一要素であると考えられる。

第6節 誰が労働時間過剰で、誰が労働時間不足なのか？

前節の分析結果から、労働時間の長さも無視できない要因ではあるものの、労働時間をコントロールしても労働時間が過剰であったり不足しているということが、ふだんの仕事における心身の状態にマイナスの影響を与えていることが明らかにされた。

そこで、ここでは、どの属性の人が労働時間過剰、または労働時間不足だと考えているのかを、多項ロジット分析を用いて明らかにする。推定結果をまとめたのが、図表2-2-18である。基準グループは、最適労働時間である。

これから、労働時間が50時間以上である者が、労働時間を過剰だと評価していることがわかる。現実の労働時間の長さが過剰感に影響を与えている。また、労働時間の長さや労働時間管理の柔軟性をコントロールしても、正社員のほうが非正社員よりも労働時間過剰と考えていることが明らかにされた。

図表 2・2・18 労働時間の過不足感についての多項ロジット分析の結果

	労働時間不足		労働時間過剰	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
35 時間以上 40 時間未満	- 0.108	[0.491]	- 0.276	[0.462]
40 時間以上 50 時間未満	- 1.484	[0.488]***	0.481	[0.291]*
50 時間以上 60 時間未満	- 1.501	[0.838]*	1.301	[0.321]***
60 時間以上 (基準 : 35 時間未満)	0.094	[0.663]	2.457	[0.350]***
労働時間管理の柔軟性	0.454	[0.351]	- 0.276	[0.219]
年齢	- 0.015	[0.030]	- 0.005	[0.015]
女性ダミー	0.393	[0.700]	- 0.553	[0.463]
結婚ダミー	0.864	[0.791]	- 0.256	[0.251]
6 歳未満の子供ダミー	0.349	[0.703]	0.152	[0.224]
女性 × 結婚ダミー	- 1.186	[0.894]	0.617	[0.371]*
女性 × 6 歳未満の子供ダミー	- 0.476	[0.797]	- 0.378	[0.410]
短大・高専卒	- 0.23	[0.398]	0.216	[0.245]
大学・大学院卒 (基準 : 中・高卒)	- 0.76	[0.503]	- 0.023	[0.192]
250 ~ 450 万円未満 (本人年収)	- 0.024	[0.504]	0.458	[0.227]**
450 ~ 1000 万円未満	- 1.705	[1.148]	0.456	[0.266]*
1000 万円以上 (基準 : 250 万円未満)	- 0.269	[0.537]	0.307	[0.265]
正社員ダミー	- 1.332	[0.664]**	0.907	[0.369]**
女性 × 正社員ダミー	0.407	[0.915]	0.579	[0.455]
事業所規模、業種、 職種ダミー	Yes		Yes	
定数項	- 1.429	[1.277]	- 2.054	[0.730]***
N	1062			
Chi-square (d.f.)	429.66 (58)***			
Log Likelihood	- 717.68			

データ : 図表 2・2・1 と同じ。

注 1 : *** は統計的に 1 % 有意、** は 5 % 有意である。

注 2 : [] 内の数値は標準偏差である。

注 3 : 基準グループは、「最適労働時間」。

注 4 : Seemingly Unrelated Regression モデルを用いて検定を行った結果、労働時間不足グループを除いた場合の χ^2 値は 14.95、労働時間過剰グループを除いた場合の χ^2 値は 24.92 で、II A の仮定は棄却されなかった。

第7節 むすび

最後に、第5節と第6節の計量分析の結果をまとめながら、労働者の生活の質を向上させるための対策を議論する。

第5節では、ふだんの仕事における身体の疲れ、健康を損なう危険、ストレスが、労働時間のあり方の影響を受けているかを計量分析から明らかにした。その結果をまずまとめよう。

労働時間が長い人ほど、身体の疲れや健康を損なう危険を感じている。また、労働時間をコントロールしても、労働時間を短くしたいと考えている人、つまり労働時間過剰である者ほど、身体の疲れや健康を損なう危険を感じている。週当たり労働時間50時間というのが、一つの基準となりそうである。

しかし他方で、週当たり労働時間に関係なく、労働時間過剰である者は、身体の疲れや健康を損なう危険を感じていることも明らかにされた。

また、ストレスに目を向けると、身体の状況と同じく、週当たり労働時間が50時間を超える人で、強くストレスを感じている。そして、労働時間をコントロールしても、労働時間過剰である者ほど、ストレスを感じている。さらに、労働時間管理が柔軟であるとストレスを感じなくなるが、長時間労働者の場合、労働時間管理が柔軟であっても、ストレスの強度とは関係なくなる。

以上第5節の計量分析から、労働者の心身の状態に対して、実際の労働時間の長さだけでなく、労働時間に対する過剰感がマイナスの影響を与えている、すなわちワーク・ライフ・コンフリクトの一要素であることが明らかにされた。労働時間過剰である者に対する手当が必要であろう。それでは、誰が労働時間を過剰だと考えているのだろうか。第6節の推定結果を確認しながら、労働者の勤労生活を向上させるための若干の試論を述べよう。

第1に、実際に労働時間が長い人ほど、労働時間過剰だと感じている。また、労働時間管理が柔軟であると、労働時間過剰感が弱まる傾向がみられるものの、統計的に有意ではない。よって、労働時間を短縮できるような取組みを、まずは行うべきであろう。

ただし、本章での労働時間管理の柔軟性とは、始業・終業時間に対する裁量

度しか表していない。裁量労働制などこれ以外の労働時間管理のあり方が及ぼす影響については、さらなる研究の進展が待たれる。

第2に、正社員という働き方の人ほど、労働時間をコントロールしても、労働時間過剰だと感じている。週当たり労働時間や始業・終業時間に関する拘束度以外の要素、たとえば土日出勤が発生して週休二日を確保できなかったり、有給休暇を取りたくても取れないこと、また、現実には育児・介護休暇のとりづらい状況に置かれていたり、家庭の事情などで突発的に休暇をとる必要が生じても叶えられないなどといったことが、労働時間過剰感をもたらしているのかもしれない。現在の正社員の働き方についての見直しが必要ではないだろうか。

正社員と非正社員の均衡処遇

第1節 はじめに

わが国では就業形態の多様化が進捗しつつあり、様々な働き方が広がりつつある。そのため、非正社員といってもその内容は雑多で、必ずしも統一的ではない¹。本稿では、紙幅の制約もあるため、非正社員の中でもその割合が最も高いパートタイム労働者に焦点を絞り、女性正社員と女性パートタイム労働者の賃金格差について検討していく。次節でも見るように、女性正社員と女性パートタイム労働者の賃金格差は過去拡大傾向にあり、その格差の縮小に向けた議論が喧しい分野である。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節では「労働力調査」や「賃金構造基本統計調査」をもとに、パートタイム労働者の賃金・雇用実態について簡単に触れる。続く第3節では、正社員とパートタイム労働者の賃金格差が生じる理論仮説を紹介した後、個人属性等の要因をコントロールした場合に、正社員とパートタイム労働者の賃金格差がどの程度生じているのか検討する。第4節では、「パートタイム労働者総合実態調査」の個票を用いて、パートタイム労働者を管理する上でキーワードとなる「基幹労働力化」の代理変数がパートタイム労働者の賃金水準にどのような影響を与えるのか分析を行う。第5節では、平均で見た正社員とパートタイム労働者の賃金格差がどのような要因によって説明されるのか、要因分解を行う。最後に、第6節で簡単なまとめを行う。

第2節 パートタイム労働者とはどのような労働者なのか

パートタイム労働者の人数及び雇用者に占める割合を見た結果が図表2-3-1である。女性正社員の人数を見ると、1985年の994万人から2005年の1018万人へ

1 例えば、「就業形態の多様化に関する総合実態調査」の個票を用いて、非正社員の就業状況を分析した結果に、労働政策研究・研修機構（2006j）がある。

とこの間24万人増加している。一方、パートタイム労働者の人数を見ると、1985年の344万人から2005年の703万人へと359万人も増加している。実に倍以上の増加を示している。雇用者に対するこの間のパートタイム労働者の割合を見ると、1985年の22.8%から2005年の31.3%へと8.5ポイントの増加となっており、パートタイム労働者の大幅な増加傾向が窺われる。

男性のパートタイム労働者について見ると、1985年の16万人から2005年の77万人へと大きく増加しているものの、2005年の雇用者に占める割合は2.4%となっており、まだまだその割合は小さなものである。

図表2・3・1 正社員・パートタイム労働者等の数及び割合

	年	就業者	雇用者	正規の職員・従業員	非正規の職員・従業員	パート・アルバイト			派遣社員、契約社員、嘱託、その他
						パート・アルバイト	パート	アルバイト	
総数		(万人)							
男性	1985	3,431	2,749	2,349	187	83	16	67	104
	1990	3,615	2,925	2,438	235	126	26	100	109
	1995	3,767	3,176	2,620	256	150	28	122	106
	2000	3,755	3,180	2,553	338	232	56	176	106
	2005	3,711	3,164	2,357	507	247	77	171	260
女性	1985	2,204	1,509	994	470	417	344	73	53
	1990	2,423	1,765	1,050	646	584	480	104	62
	1995	2,536	1,994	1,159	745	675	535	140	70
	2000	2,544	2,087	1,077	934	846	663	183	88
	2005	2,633	2,243	1,018	1,125	872	703	169	253
割合		(%)							
男性	1985		100.0	85.4	6.8	3.0	0.6	2.4	3.8
	1990		100.0	83.4	8.0	4.3	0.9	3.4	3.7
	1995		100.0	82.5	8.1	4.7	0.9	3.8	3.3
	2000		100.0	80.3	10.6	7.3	1.8	5.5	3.3
	2005		100.0	74.5	16.0	7.8	2.4	5.4	8.2
女性	1985		100.0	65.9	31.1	27.6	22.8	4.8	3.5
	1990		100.0	59.5	36.6	33.1	27.2	5.9	3.5
	1995		100.0	58.1	37.4	33.9	26.8	7.0	3.5
	2000		100.0	51.6	44.8	40.5	31.8	8.8	4.2
	2005		100.0	45.4	50.2	38.9	31.3	7.5	11.3

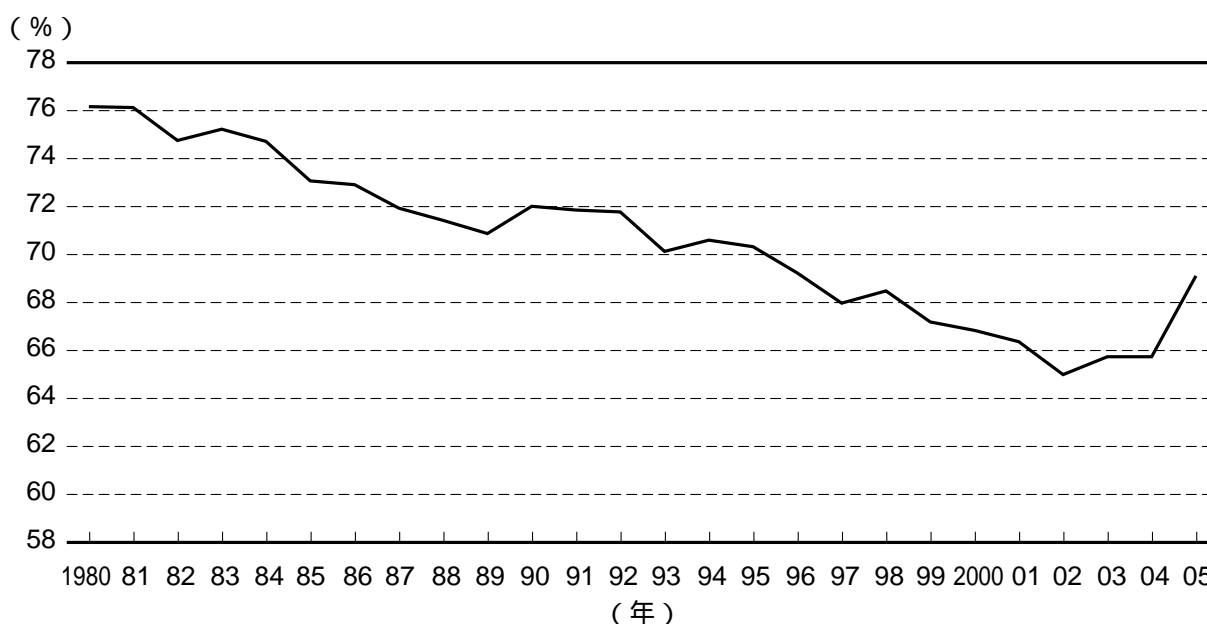
資料出所：総務省「労働力特別調査」及び「労働力調査詳細結果」。

注：1985年～2000年までについては各年の「労働力調査特別調査」2月調査の数値に基づいている。2005年の値については「労働力調査詳細結果」の年平均値である。なお、ここでの「正規の職員・従業員」「パート」「アルバイト」「派遣社員・契約社員・嘱託・その他」は勤め先での呼称による。

図表2-3-2は所定内給与額を所定内労働時間で割って求めた時間当たり賃金を女性正社員²と女性パートタイム労働者について比較した図である。1980年には、女性正社員の時間当たり賃金が646円に対して女性パートタイム労働者の時間当たり賃金は492円であった。正社員の時間当たり賃金を100とした場合のパートタイム労働者のそれは76.2であり、両者の間には23.8ポイントの賃金格差が生じていた。この

数字を2005年について見ると、正社員の時間当たり賃金が1365円なのに対してパートタイム労働者のそれは942円となっており、正社員の賃金を100とした場合のパートタイム労働者の賃金水準は69.0で両者の間には31.0ポイントの格差が存在している。ここ数年、正社員とパートタイム労働者の賃金格差は縮小傾向に転じているものの、長期間に亘り両者の賃金格差が拡大傾向にあったことが確認される。

図表2-3-2 女性の正社員・パート間賃金格差の推移（時間当たり賃金）



資料出所：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」各年。

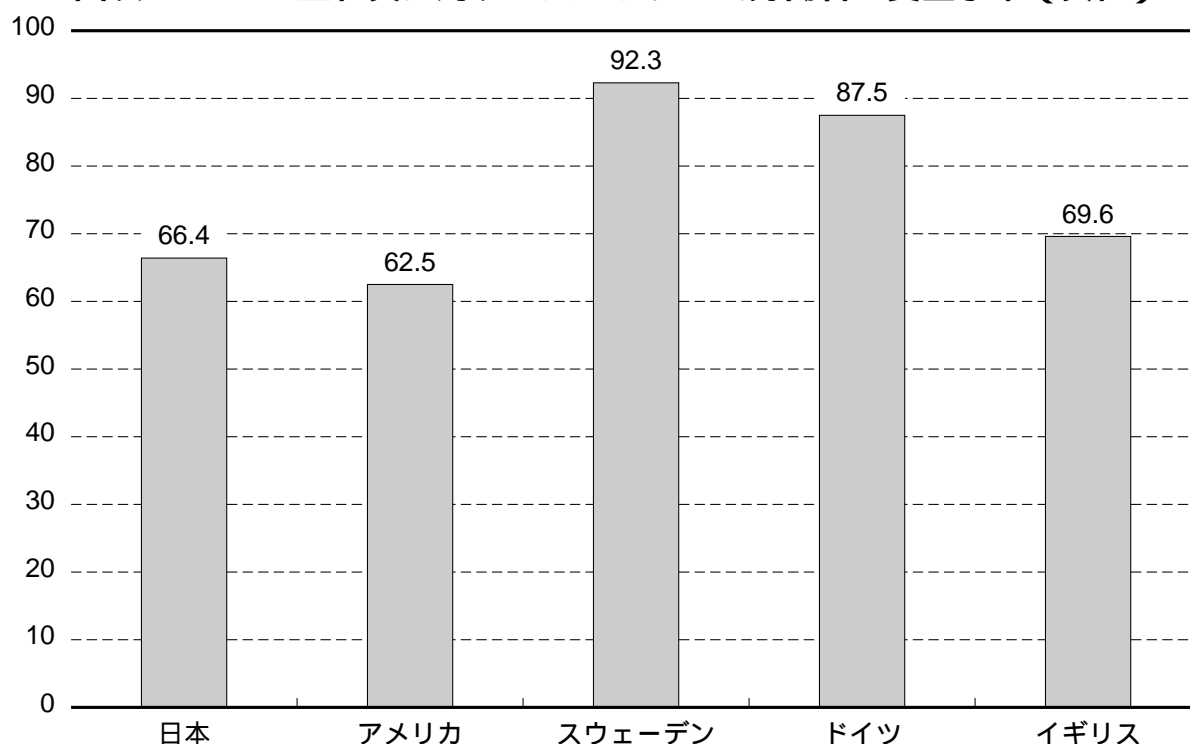
図表2-3-3は、女性について正社員に対するパートタイム労働者の賃金水準を示した結果である。スウェーデンやドイツでは正社員とパートタイム労働者の賃金格差が相対的に小さく、スウェーデンで7.7ポイント、ドイツで12.5ポイントとな

2 「賃金構造基本統計調査」の場合、労働者を就業形態で区分すると「一般労働者」と「短時間労働者」(平成16年調査までは「パートタイム労働者」)に分けられる。1日の労働時間が一般の労働者よりも短い者又は1日の所定労働時間が一般の労働者と同じでも1週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者を短時間労働者(パートタイム労働者)と定義している。一般労働者とは、短時間労働者以外の者をいう。図表2-3-2では、便宜的に一般労働者を正社員、短時間労働者をパートタイム労働者と呼称している。図表2-3-1に示した正規の職員・従業員を示す正社員及びパートタイム労働者とは、明らかに定義が異なるので注意を要する。例えば、1日の所定労働時間も1週の労働日数も正社員と変わらないいわゆる擬似パートが、「賃金構造基本統計調査」では一般労働者にカウントされている可能性がある。平成17年調査からは雇用形態で「正社員・正職員」と「正社員・正職員以外」の区別が可能となっている。

以上のように「賃金構造基本統計調査」を用いる場合、本来の正社員とは定義が異なるが、以降も「賃金構造基本統計調査」を用いる場合、本文では一般労働者を正社員、短時間労働者をパートタイム労働者と呼称する。

っている。アメリカや日本、イギリスにおける賃金格差は総じて大きな値となっており、30ポイント以上の格差となっている。ただし、Blank(1990)やHirsh(2000)の研究結果によれば、推計手法や仕事の特徴をコントロール等することにより、正社員とパートタイム労働者の賃金格差は大きく低下することになるし、場合によってはパートタイム労働者の賃金の方が高くなるといったケースも生じている。また、図表には結果が紹介されていないけれども、オランダではスウェーデン以上に正社員とパートタイム労働者の賃金格差が小さいという結果報告がある(権丈(2006b))。いずれにしろ、日本における正社員とパートタイム労働者間の賃金格差は、国際的に見て、決して小さいとは言えない⁴。

図表 2・3・3 正社員に対するパートタイム労働者の賃金水準(女性)



資料出所：OECD(1999)『Employment Outlook』及び厚生労働省「賃金構造基本統計調査」。

注：日本は厚生労働省「賃金構造基本統計調査」(2001)より作成。アメリカはCurrent Population Survey(1996)より、スウェーデン、ドイツ、イギリスはEurostat, Earnings Survey(1995)より作成。パートタイム労働者の定義は、日本の場合短時間労働者(脚注2)、それ以外の国は労働時間が週30時間未満の者を指す。なお、賃金格差の試算に当たっては、日本の場合は正社員とパートタイム労働者の平均賃金を、それ以外の国の場合は両者の中央値の比較を行うことにより、賃金格差を試算している。

3 権丈(2006b)によれば、「オランダのパートタイム労働者の賃金率は、フルタイム労働者の賃金率に対して、男性でほぼ9割であり、女性で同程度であった。特に女性の賃金率は、1990年代には、むしろパートタイム労働者の方が高い年もあった(p107)」としている。また、権丈(2006a)は、EU諸国を対象に産業や職業におけるパートタイム労働者の就業割合を詳細に検討している。

4 Blank(1990)やHirsh(2000)はアメリカにおける研究業績であるが、それ以外にもイギリスについてはManning and Petrongolo(2005)、カナダについてはBarrett and Doiron(2000)等がある。

第3節 パートタイム労働者の賃金は正社員に比べてどの程度低いのか

1 正社員とパートタイム労働者の賃金格差を説明する仮説

なぜパートタイム労働者の賃金は、正社員のそれに比べて低いのであろうか。本稿の目的は、正社員とパートタイム労働者の賃金格差がなぜ生じるのかを検討することではないが、まず両者間で賃金格差が生じる原因を説明する理論仮説について見ていくことにする（奥西・小平（1988）、大沢（1992）、古郡（1997））。理論仮説としては、主に次の5つの仮説が考えられる。

- (1)労働生産性による違い
- (2)パートタイム労働者の供給過剰仮説
- (3)補償賃金仮説
- (4)内部労働市場重視の賃金決定仮説
- (5)就業調整行動仮説

(1)の労働生産性の違いに基づく仮説であるが、これは正社員とパートタイム労働者を比較した場合に、パートタイム労働者は教育訓練や配置転換を通じた熟練形成が劣っており、それが生産性の差に反映し、正社員との賃金格差が生じると説明するものである。

(2)のパートタイム労働者の供給過剰仮説は、労働市場で相対的にパートタイム労働者の供給が過剰となっており、そのためにパートタイム労働者の賃金が低下し、正社員との賃金格差が生じるという仮説である。

(3)の補償賃金仮説であるが、この仮説はパートタイム労働者の賃金が低い理由として、それを補うメリットが賃金以外の労働条件に含まれることを示唆するものである。賃金は低いものの、労働時間が弾力的であったり通勤が楽であるといった労働条件のメリットを享受できるためにパートタイム労働を選択している労働者は多いと考えられる。

(4)の内部労働市場重視の賃金決定仮説であるが、正社員とパートタイム労働者では労働市場が分断していることに基礎を置く仮説である。正社員の労働

市場は内部労働市場に代表されるように、長期雇用を促進し昇進機会のある Primary Sector である。内部労働市場では、年齢や勤続年数の高まりとともに賃金が上昇していく。一方、パートタイム労働者が直面する労働市場は競争的労働市場であり、賃金は労働需給によって決定されることになる。こうした正社員とパートタイム労働者が直面する労働市場が異なることから両者の賃金格差が生じることをこの仮説は説明している。

(5)の就業調整行動仮説は、「103万円の壁」などに代表されるように税制・制度などの存在がパートタイム労働者に就業調整行動を引き起こさせ、その結果パートタイム労働者の賃金が低くなることを説明するものである。

以上5つの仮説を簡単に見たけれども、第5節で行う要因分析の結果を先取りすれば、日本の労働市場では(4)の内部労働市場重視の賃金決定仮説が比較的説明力を持っていると言えそうである。

2 正社員とパートタイム労働者の賃金格差に関する分析枠組

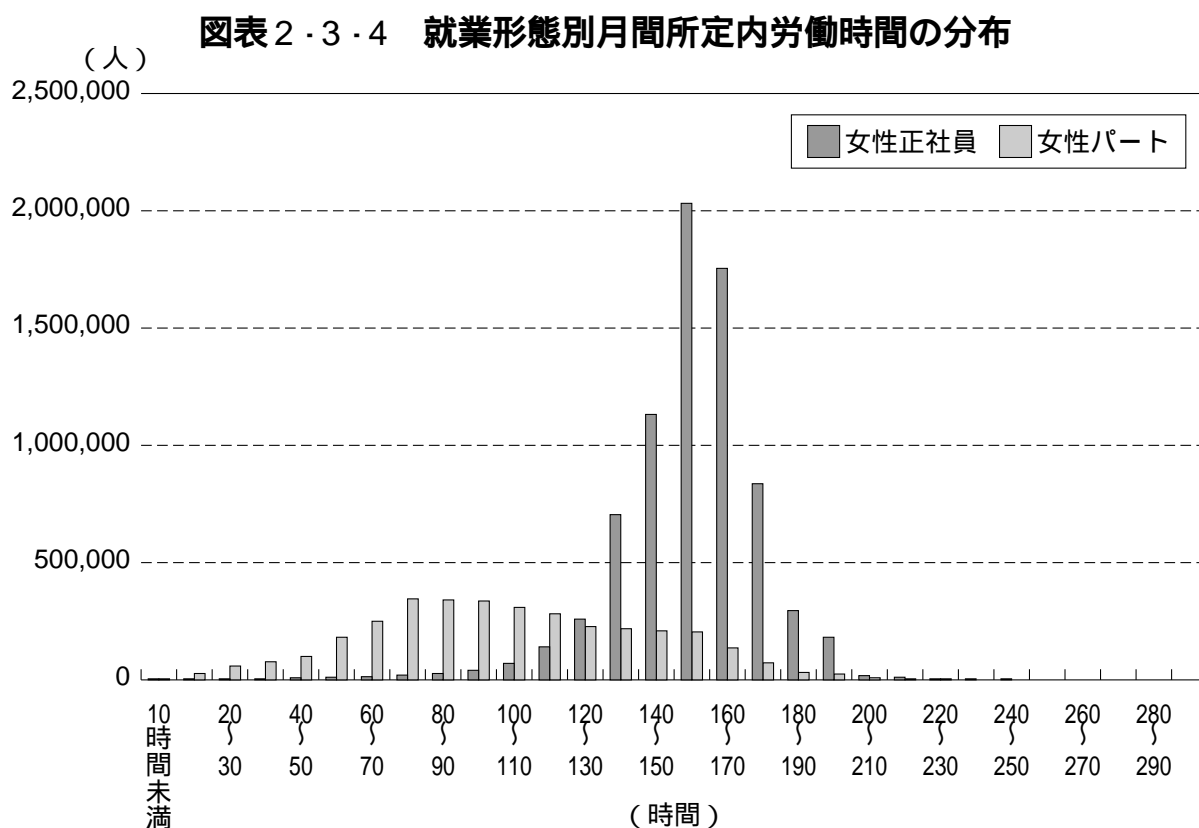
前節で見た正社員とパートタイム労働者の賃金格差は平均で見た賃金格差がどの程度なのかを示すものであった。ところが、正社員とパートタイム労働者では、勤続年数をはじめとした個人属性や所属する企業の従業員規模、産業分布、職種分布などが大きく異なっている。こうした正社員とパートタイム労働者の個人属性等の違いによって生じる両者間の賃金格差を無視することはできない。極端なことを言えば、正社員とパートタイム労働者では、個人属性が全く異なっているために賃金格差が生じているのであり、個人属性を両者間で等しいとした場合には、賃金格差が生じないのかもしれない。そこで次に、正社員とパートタイム労働者の個人属性等をコントロールし、両者の属性が等しいとした場合であっても、なおどの程度の賃金格差が存在するのか見ていくことにする。

個人属性等をコントロールする場合にまず考慮しなければならない点は、正社員とパートタイム労働者の労働時間の違いである。図表2-3-4は、女性正社員と女性パートタイム労働者の所定内労働時間の分布をみた結果である。図表からも明らかなように、正社員とパートタイム労働者では、その労働時間の分布に大きな差がある。正社員とパートタイム労働者の賃金格差に両者の労働時間

の差が大きく影響していることが考えられる。そのため、労働時間を正社員とパートタイム労働者間の賃金格差に影響を与える要因として分析していくことも考えられる。しかしながら、正社員とパートタイム労働者の賃金格差を検討する場合に重要なのは、時間当たり賃金がどの程度異なるのかを検討することである。両者間で労働時間は当然異なるのだから、そうした状況を前提とし、単位時間当たりの格差がどの程度なのかを分析することが重要となる。以下では、女性正社員と女性パートタイム労働者間の時間当たり賃金の格差について検討していく。

個人属性等をコントロールした場合の正社員とパートタイム労働者の賃金格差を以下の推計式に従って求める。

$$\ln W_i = X_i + PT_i + \epsilon_i \quad (1)$$



資料出所：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」(2000年)特別集計。
 注：図表 2・3・4 の結果は、2001年に厚生労働省が開催した「男女間の賃金格差問題に関する研究会」に提出した資料に基づき「賃金構造基本統計調査」(2000年)の個票を用いて筆者が試算した。

ここでWは個人iの時間当たり賃金(= 所定内給与額 ÷ 所定内労働時間)を、Xは個人の賃金に影響を与えると考えられる説明変数を、PTはパートダミー変数を、 ϵ_i は誤差項をそれぞれ示す。また、 β_1 は説明変数の係数値を、 β_2 はパートダミー変数の係数値を示している。説明変数の具体的な変数は以下の通りである。

AGE : 年齢

AGE2 : 年齢の二乗を100で割った値

TENURE : 勤続年数

TENURE2 : 勤続年数の二乗を100で割った値

FS1 : 企業規模ダミー変数 (企業規模100 ~ 999人 (ベース 企業規模100人未満))

FS2 : 企業規模ダミー変数 (企業規模1,000人以上 (ベース 企業規模100人未満))

KOGYO : 産業ダミー変数 (鉱業 (ベース 製造業))

KEN : 産業ダミー変数 (建設業 (ベース 製造業))

GAS : 産業ダミー変数 (電気・ガス・熱供給・水道業 (ベース 製造業))

TUSHIN : 産業ダミー変数 (運輸・通信業 (ベース 製造業))

KOURI : 産業ダミー変数 (卸売・小売業、飲食店 (ベース 製造業))

KINYU : 産業ダミー変数 (金融・保険業 (ベース 製造業))

HUDO : 産業ダミー変数 (不動産業 (ベース 製造業))

SAB : 産業ダミー変数 (サービス業 (ベース 製造業))

SENMON : 職種ダミー変数 (専門・技術職 (ベース 生産工程・労務職))

KANRI : 職種ダミー変数 (管理職 (ベース 生産工程・労務職))

JIMU : 職種ダミー変数 (事務職 (ベース 生産工程・労務職))

HANBAI : 職種ダミー変数 (販売職 (ベース 生産工程・労務職))

SERVICE : 職種ダミー変数 (サービス職 (ベース 生産工程・労務職))

HOAN : 職種ダミー変数 (保安職 (ベース 生産工程・労務職))

UNYU : 職種ダミー変数 (運輸・通信職 (ベース 生産工程・労務職))

(1)式の推計に当たって最も関心のある係数値は、 β_1 の値である。この値は、年齢、勤続年数、企業規模、産業、職種をコントロールした場合でも、なお存

在する正社員とパートタイム労働者の賃金格差を示す値である。以上掲げた説明変数の値をコントロールしても、パートタイム労働者の賃金は正社員の賃金を下回ることが予想されることから、 β の値は負の値をとることが予想される。

なお、 W に自然対数 \ln を取っているのは、説明変数が1単位変化した時に賃金が何%変化するのかをみるために導入している。本来であれば、学歴を示す変数を(1)式に導入して推計を行うところであるが、今回分析に用いる「賃金構造基本統計調査」の場合、パートタイム労働者については学歴に関する情報が欠如している。そのため、推計に当たっては、学歴に関する情報を欠いたまま推計を行う。

年齢 (AGE) や勤続年数 (TENURE) を賃金関数に導入しているのは、正社員やパートタイム労働者の賃金が年齢や勤続年数とともに上昇していく状況を捉えるためである。また、年齢や勤続年数の二乗項を導入しているのは、ある一定年齢もしくは一定の勤続年数に達した時に、その点をピークとして賃金がそれ以降逓減していく状況を示すためである。企業規模ダミー変数は、ベースとなる企業規模100人未満 (従業員数5~99人) の企業に従事している労働者に比べて、企業規模100~999人 (FS1)、1000人以上 (FS2) の企業に従事している者の賃金がどの程度アップするのかを計測する。また、産業ダミー変数も同様に、ベースとなる製造業に比べて、他の産業に属している者の賃金がどの程度アップもしくはダウンするのかを捉えるために導入している。職種については、職種小分類職種を職種大分類職種に分類し直した。その際に「事務職」に相当するケースが少なかったため、どの職種にも分類されないもののうち、「鉱業」、「建設業」、「製造業」については「管理・事務・技術労働者」の区別があるため(上記以外の産業ではこの区分はない)「管理・事務・技術労働者」を「事務職」に加えた。なお、「賃金構造基本統計調査」の場合には、調査対象職種が限定されており、「職種」を記入していない労働者が多いため、分析の対象となる労働者はかなり限定されることになる。

既に触れているように、(1)式の推計に当たっては、2000年の「賃金構造基本統計調査」の個票を用いて分析を行う。

(1)式の賃金関数を推計する上で対象となるサンプルは、異常値を排除する目的で時間当たり所定内給与額が500円以上の者、所定内労働時間が0でない

者を対象とする。推計に当たっては、復元倍率による重み付けを実施している。また、年齢の二乗項（AGE2）、勤続年数の二乗項（TENURE2）については、計測される係数の値が極端に小さくなるのを防ぐため、予め両変数を100で割って推計を行っている。

なお、欧米の分析結果をみると、誤差項に含まれる観察されない個人特有の

図表2・3・5 記述統計量

変数名	最小値	最大値	平均値
AGE	15	79	39.225
AGE2	2.25	62.41	17.124
TENURE	0	64	7.169
TENURE2	0	40.96	1.095
FS1	0	1	0.343
FS2	0	1	0.252
KOGYO	0	1	0.000
KEN	0	1	0.032
GAS	0	1	0.003
TUSHIN	0	1	0.039
KOURI	0	1	0.267
KINYU	0	1	0.055
HUDO	0	1	0.007
SAB	0	1	0.347
SENMON	0	1	0.122
KANRI	0	1	0.020
JIMU	0	1	0.120
HANBAI	0	1	0.102
SERVICE	0	1	0.063
HOAN	0	1	0.001
UNYU	0	1	0.006
PART	0	1	0.318
W	500	209,500	1,217.210

注：対象となった（復元倍率を掛けた）サンプル・サイズは、11,026,045である。

5 (1)式が、 $\ln W_{it} = X_{it} + PT_{it} + \mu_{it}$ と表され、誤差項が $\mu_{it} = \alpha_i + \mu_{it}$ という構造になっているとする。iは個人を、またtは時点を示す。誤差項の中に個人特有の効果を示す α_i が含まれており、この α_i がパートタイムであるかどうかを示す PT_{it} と相関を持つ場合、 μ_{it} の値は変量誤差バイアスを持つことになる。

6 例えば、Blank（1990）の場合、(1)式の推計に当たり、6歳以下の子供の数、家計の人数、不労所得等を操作変数として使用している。

効果⁵を考慮し、クロス・セクション分析の場合には操作変数を導入したり⁶、パネル・データの場合にはパネル分析を行うなどして、上記(1)式におけるパートダミー変数の係数値のバイアスに対処している。本稿で用いる「賃金構造基本統計調査」はパネル・データではないし、また適当な操作変数が見つからないため、(1)式により推計を行う。

3 推計結果

図表2-3-6は、(1)式に基づいて推計を行った結果である（図表2-3-5は記述統計

図表 2・3・6 (1)式の推計結果

変数名	係数値	t 値
定数項	6.414	7497.864
AGE	0.020	461.448
AGE2	- 0.028	- 520.513
TENURE	0.017	524.155
TENURE2	0.000	- 2.142
FS1	0.072	357.646
FS2	0.149	623.640
KOGYO	0.171	558.598
KEN	0.306	492.056
GAS	0.114	367.817
TUSHIN	- 0.048	- 147.178
KOURI	- 0.012	- 31.738
KINYU	- 0.101	- 46.165
HUDO	0.031	26.872
SAB	0.056	14.124
SENMON	0.055	106.329
KANRI	0.331	199.872
JIMU	0.179	366.205
HANBAI	0.130	470.537
SERVICE	0.248	554.452
HOAN	0.261	245.994
UNYU	0.223	835.817
PART	- 0.248	- 1150.180
adj R ²	0.457	

量を示している)。係数の値は、予想通りの符号条件を満たしており、TENURE 2 の係数値が5%水準で統計的に有意である以外、その他全ての係数値が1%水準で統計的に有意となっている。また、モデルの適合度合を示す自由度調整済み決定係数 ($\text{adj } R^2$) の値は0.457となっており、サンプル・サイズの大きなデータ(「賃金構造基本統計調査」)を使用した中では、モデルの当てはまりが良くなっている。

最も関心のある の値は-0.248となっており、年齢をはじめとした個人属性をコントロールすると、正社員に比べてパートタイム労働者の場合0.248 logポイント賃金が低下することを示している。個人属性等をコントロールしても正社員とパートタイム労働者の間には0.248 logポイントの賃金格差があることになる。%表示で示すと、正社員に比べてパートタイム労働者の場合22.0%賃金が低下することを示している⁷。

第4節 どのような属性を持つパートタイム労働者の賃金が高くなるのか

第3節で見たように、労働者の属性をコントロールしても、女性正社員と女性パートタイム労働者の間には22ポイント程度の賃金格差が生じていた。正社員とパートタイム労働者について、年齢、勤続年数、企業規模、産業、職種が仮に同じだとした場合でも22ポイント程度の賃金格差が生じることを示している。勤続年数や産業などの要因以外にも仕事のやり方、仕事の中身などをはじめとして、まだまだ正社員とパートタイム労働者の属性のうち、コントロールされていない要因が多い。これらの要因は、(1)式では誤差項 ϵ_i の中に含まれている。しかしながら、「賃金構造基本統計調査」を用いる場合、コントロールできる要因は限られている。

そこで次ぎに、より多くの説明要因を用いて分析を行うために、「パートタイム労働者総合実態調査」を用いることにする。ただし、「パートタイム労働者総合実態調査」はその名の通りパートタイム労働者等を対象とした調査であり、正社員を対象としてはいない。そのためここでは、正社員とパートタイム

7 logポイント表示を%表示に変換するためには、 $100 \times (\text{EXP}(\text{logポイント}) - 1)$ を行うことにより可能となる。

労働者の賃金格差に焦点を当てるといよりは、どのような要因によってパートタイム労働者の賃金が引き上げられるのかに的を絞って分析を行っていく。

パートタイム労働者の分析を行う上での雇用管理上のキーワードは、「パートタイム労働者の基幹化」、または「パートタイム労働力の基幹労働力化」であろう（本田（1998）、本田（2001）、武石（2006）、三山（1991））。パートタイム労働者の基幹化ないしはパートタイム労働力の基幹労働力化と言った場合、その定義は定義を行う者によって様々だが、その意味するところは、従来正社員が主に担ってきた業務の一部または全てをパートタイム労働者が担っていく動きと言えよう⁸。パートタイム労働者の基幹労働力化が進捗した職場では、その働き方に対する報酬として、そうでない場合に比べて賃金の上昇が考えられる。仕事の中身が高度化し、正社員の労働に代替しうる様な仕事内容については、その仕事の中身に対応した賃金の支給がなされないと、労働者のインセンティブが確保できないのである。パートタイム労働者の基幹化が進捗している職場ほど、そうでない場合に比べてパートタイム労働者の賃金が高いかどうか、もし高いとすればどの程度賃金が高いのかについて検討していくことにする。

1 分析枠組

以下では次の(2)式を推計することにより、女性パートタイム労働者の中で、どのような労働者の賃金が上昇するのを見ていくことにする。なお、本節では、2001年の「パートタイム労働者総合実態調査」の個票を用いて分析を行う^{9,10}。

$$\ln W_i = X_i + \epsilon_i \quad (2)$$

ここで W は個人 i の時間当たり賃金を、 X は個人の賃金に影響を与えると考

8 本田（2001）は、上記「質的な基幹労働力化」と併せて、パートタイム労働者の増員やパート比率の上昇といった量的な拡大、すなわち「量的な基幹労働力化」についても言及している。

9 本稿における分析では、「パートタイム労働者総合実態調査」の個人票と事業所票をマッチングさせることにより分析を行う。

10 「パートタイム労働者総合実態調査」で用いられている「パート」の定義は、「正社員以外の労働者でパートタイマー、アルバイト、準社員、嘱託、臨時社員など名称に係わらず、1週間の所定労働時間が正社員よりも短い労働者」をいう。

えられる説明変数を、 β_1 は誤差項をそれぞれ示す。また、 β_2 は説明変数の係数値を示している。なお、時間当たり賃金の算出は以下の通りである。時間給で支払いを受けている場合には、その時間給を用いる。日給で支払いを受けている場合には、日給を1日の所定労働時間で割って時間給換算した。月給で支払いを受けている場合には、月給を1日の所定労働時間×1週間の出勤日数×4.345¹¹で割って求めている。歩合給・その他の支払いを1ヶ月単位で支給されている場合についても、月給と同様の算出方法により時間給を導出している。

説明変数の具体的な変数は以下の通りである。

AGE：年齢

AGE2：年齢の二乗を100で割った値

TENURE：勤続年数

TENURE2：勤続年数の二乗を100で割った値

CHUGAKU：学歴ダミー変数（中学校卒（ベース 高校卒））

TANDAI：学歴ダミー変数（短大・高専卒（ベース 高校卒））

DAIGAKU：学歴ダミー変数（大学・大学院卒（ベース 高校卒））

FS1：企業規模ダミー変数（企業規模100～999人（ベース 企業規模100人未満））

FS2：企業規模ダミー変数（企業規模1,000人以上（ベース 企業規模100人未満））

KOGYO：産業ダミー変数（鉱業（ベース 製造業））

KEN：産業ダミー変数（建設業（ベース 製造業））

GAS：産業ダミー変数（電気・ガス・熱供給・水道業（ベース 製造業））

TUSHIN：産業ダミー変数（運輸・通信業（ベース 製造業））

KOURI：産業ダミー変数（卸売・小売業、飲食店（ベース 製造業））

KINYU：産業ダミー変数（金融・保険業（ベース 製造業））

HUDO：産業ダミー変数（不動産業（ベース 製造業））

SAB：産業ダミー変数（サービス業（ベース 製造業））

SENMON：職種ダミー変数（専門・技術職（ベース 生産工程・労務職））

KANRI：職種ダミー変数（管理職（ベース 生産工程・労務職））

JIMU：職種ダミー変数（事務職（ベース 生産工程・労務職））

HANBAI：職種ダミー変数（販売職（ベース 生産工程・労務職））

11 1ヶ月の平均的な週の数を示す。具体的には、365日を12ヶ月×7日で割って求めている。

- SERVICE：職種ダミー変数（サービス職（ベース 生産工程・労務職））
- HOAN：職種ダミー変数（保安職（ベース 生産工程・労務職））
- UNYU：職種ダミー変数（運輸・通信職（ベース 生産工程・労務職））
- HUS：夫の有無
- HUSWAGE：夫が有る場合の夫の年収（単位：万円）
- ROOT：家計状況ダミー変数（主に配偶者の収入で暮らしている場合 = 1，それ以外 = 0）
- COMUTE：通勤時間（片道の通勤時間 単位：分）
- UNION：組合加入ダミー変数（組合に加入している = 1，それ以外 = 0）
（質的な基幹労働力化を示す変数）
- YAKU：役職ダミー変数（役職についている = 1，役職についていない = 0）
- SAIRYO：仕事の自律性ダミー変数（主に自主的に判断して仕事を行っている、一部については仕事を任されている = 1，それ以外 = 0）
- SHOSHIN：昇進・昇格制度ダミー変数（パートの昇進・昇格制度がある場合 = 1，それ以外 = 0）
- HAICHI：配置転換ダミー変数（パートの配置転換制度がある場合 = 1，それ以外 = 0）
- SHOKUNO：職能資格ダミー変数（パートの職能資格制度がある場合 = 1，それ以外 = 0）
- TENKAN：転換制度ダミー変数（パートから正社員への転換制度がある場合 = 1，それ以外 = 0）
- OFFJT：OFFJTダミー変数（パートにOFFJTを実施している場合 = 1，それ以外 = 0）
- OJT：OJTダミー変数（パートにOJTを実施している場合 = 1，それ以外 = 0）
（量的な基幹労働力化を示す変数）
- PARTRATE：全雇用労働者に占めるパートの割合
- KATUYO：正社員業務への充当ダミー変数（半分以上の労働者を充てた、ないしは半分未満の労働者を充てた（1～5割未満） = 1，それ以外 = 0）
- SHOSEKI：職務・責任ダミー変数（職務・責任が正社員と同じパートがいる割合が3割以上の場合 = 1，それ以外 = 0）

個人属性をコントロールするために通常賃金関数に導入する年齢、勤続年数、学歴、企業規模ダミー変数、産業ダミー変数、職種ダミー変数の他に、(2)式では配偶者の有無ダミー変数(HUS)、配偶者がある場合の年収(HUSWAGE)、主に配偶者の年収によって暮らしているのかどうかを示す家計状況ダミー変数(ROOT)、通勤時間(COMUTE)、組合加入ダミー変数(UNION)等の変数を導入して分析を行う。

既に述べたように、パートタイム労働者の雇用管理上のキーワードは「基幹労働力化」である。この基幹労働力化の影響を捉えるために、「質的な基幹労働力化」を示す変数と「量的な基幹労働力化」を示す変数を併せて導入する。

質的な基幹労働力化を測定する説明変数としては、以下の変数を導入している。役職ダミー変数(YAKU)は、役職についているか否かを示すダミー変数である。仕事の自律性ダミー変数(SAIRYO)は、仕事を自律的に行っているかどうかを測定する変数で、「主に自主的に判断して仕事を行っている」もしくは「一部については仕事を任されている」とパートタイム労働者が回答している場合に1を取るダミー変数である。昇進・昇格制度ダミー変数(SHOSHIN)、配置転換ダミー変数(HAICHI)、職能資格ダミー変数(SHOKUNO)、転換制度ダミー変数(TENKAN)は、それぞれ事業所内におけるパートの昇進・昇格制度の有無、配置転換制度の有無、職能資格制度の有無、パートから正社員への転換制度の有無を示すダミー変数である。OFFJTダミー変数、OJTダミー変数は、パートタイム労働者に対してOFFJT(通常の仕事を一時的に離れて行う教育訓練)ないしはOJT(日常の業務に就きながら行われる職業能力開発)を実施しているか否かを示すダミー変数である。

「量的な基幹労働力化」を示す説明変数としては、以下の3つの変数を導入している。事業所の全雇用労働者に占めるパートの割合(PARTRATE)、正社員業務への充当ダミー変数(KATUYO)、職務・責任ダミー変数(SHOSEKI)の3つである。このうち、正社員業務への充当ダミー変数は、過去1年間にパートタイム労働者を雇い入れた際に、以前正社員が行っていた業務にどの程度のパートタイム労働者を充てたかを示すダミー変数である。「半分以上の労働

12 正社員業務への充当ダミー変数のベースは、「ほとんど又は全く充てなかった(1割未満)」、「過去1年間にパート等労働者を雇い入れていない」である。

者を充てた」または「半分未満の労働者を充てた（1～5割未満）」の場合に1を取るダミー変数である¹²。職務・責任ダミー変数は、パートタイム労働者のうち、「職務」と「責任」の両方が正社員とほとんど同じ者の割合が「3割以上5割未満」、「5割以上」と事業所が回答している場合に1を取るダミー変数である。

分析に用いたサンプルの制約であるが、異常値を排除する目的で時間当たり賃金が500円以上のパートタイム労働者を対象とした。また、1週間の出勤日数が0でない者、1日の所定労働時間が0でない者を対象とした。なお、在学中の者、官公営企業に属する者、職種が農林・漁業の者は分析の対象から外した。

2 推計結果

図表2-3-7は、(2)式の推計に用いたサンプルの記述統計量である。基幹労働力化に関連した変数を中心に記述統計量を見ていくと、パートタイム労働者のうち、役職についている者の割合（YAKU）は12%となっており、1割を超えている。仕事の自律性ダミー変数（SAIRYO）を見ると、「主に自主的に判断して仕事を行っている」もしくは「一部については仕事を任されている」とする働き方の割合が51%と半数を超えており、パートタイム労働者の基幹労働力化が広がっている一端が窺える。パートタイム労働者に対する昇進・昇格制度（SHOSHIN）を持つ事業所の割合¹³は12%、同様に配置転換制度（HAICHI）を持つ事業所の割合は23%となっている。パートタイム労働者の基幹労働力化の進展とともに、職能資格制度を導入する企業が増えているが¹⁴、本サンプルにおけるパートタイム労働者に対する職能資格制度（SHOKUNO）の導入状況は6%である。

また、パートから正社員への転換制度（TENKAN）ありとした割合は51%と半数を超えており、OFFJT、OJTの割合はそれぞれ32%、41%となっている。

13 ここていう事業所の割合とは、個人票と事業所票をマッチングさせたサンプルにおいて、昇進・昇格制度があると回答している割合を示している。事業所票における事業所の回答割合とも異なるし、正確には事業所の割合という表現も正しくはないが、便宜的に事業所の回答割合としている。以下の表現についても同様である。

14 武石（2006）を参照せよ。

図表 2・3・7 記述統計量

変数名	最小値	最大値	平均値
AGE	16	84	42.83
AGE2	2.56	70.56	19.69
TENURE	0.08	32.58	6.61
TENURE2	0.00	10.62	0.76
CHUGAKU	0	1	0.11
TANDAI	0	1	0.21
DAIGAKU	0	1	0.05
FS1	0	1	0.36
FS2	0	1	0.29
KOGYO	0	1	0.00
KEN	0	1	0.01
GAS	0	1	0.00
TUSHIN	0	1	0.02
KOURI	0	1	0.58
KINYU	0	1	0.01
HUDO	0	1	0.00
SAB	0	1	0.21
SENMON	0	1	0.05
KANRI	0	1	0.00
JIMU	0	1	0.28
HANBAI	0	1	0.24
SERVICE	0	1	0.23
HOAN	0	1	0.00
UNYU	0	1	0.01
HUS	0	1	0.71
HUSWAGE	0	3,000	372.79
ROOT	0	1	0.35
COMUTE	0	240	20.55
UNION	0	1	0.07
YAKU	0	1	0.12
SAIRYO	0	1	0.51
SHOSHIN	0	1	0.12
HAICHI	0	1	0.23
SHOKUNO	0	1	0.06
TENKAN	0	1	0.51
OFFJT	0	1	0.32
OJT	0	1	0.41
PARTRATE	0.00	1	0.57
KATUYO	0	1	0.47
SHOSEKI	0	1	0.11
W	500	3,412.35	852.86

注：対象となった（復元倍率を掛けた）サンプル・サイズは、1,461,499である。

基幹化の量的側面に関する変数では、全雇用労働者に占めるパートの割合 (PARTRATE) は57%で半数を超えており、総じてパートタイム労働者を量的に活用している事業所がサンプルの対象となっていることがわかる。こうした状況は正社員業務への充当ダミー変数 (KATUYO) の値を見てもわかり、平均値が47%となっている。パートタイム労働者の基幹労働力化が進展しているとはいえ、職務・責任が正社員と同じパートがいる割合が3割以上の場合 (SHOSEKI) は比較的少なく、11%の状況となっている。また、パートタイム労働者の組合加入状況は低調で、組合加入率が7%となっている。

図表2-3-8は、(2)式の推計結果である。通常の個人属性の係数値を見ると、概ね予想通りの結果となっている。t値を見ると、産業ダミー変数の鉱業 (KOGYO) を除いてどの変数も1%水準で統計的に有意となっており、パートタイム労働者の賃金に対してプラスもしくはマイナスの影響を与えていることがわかる。鉱業は5%水準でも統計的に有意でなく、統計的には製造業の賃金水準と変わらない結果であることがわかる。自由度調整済み決定係数 ($adj R^2$) はモデルの当てはまりを示す値であるが、0.323となっており、個票を用いた分析の結果としてはまずまずの当てはまり状況である。

年齢 (AGE)、勤続年数 (TENURE) とともにパートタイム労働者の賃金水準にプラスの効果を持っており、年齢や勤続年数とともにパートタイム労働者の賃金水準が上昇する傾向が窺える。短大・高専卒 (TANDAI) や大学・大学院卒 (DAIGAKU) の場合には、プラスの係数値を持つことから高校卒の場合に比べて賃金水準が高く、その係数値を比較すると大学・大学院卒の場合の方が短大・高専卒の場合よりも大きいことから、大学・大学院卒の賃金の方が短大・高専卒よりも高くなる傾向にある。企業規模を見ると、FS1、FS2ともプラスでFS2の係数値の方がFS1よりも大きいことから、企業規模が大きくなるほどパートタイム労働者の賃金水準も高くなることがわかる。産業ダミー変数を見ると、鉱業 (KOGYO) を除いて他の産業はプラスの係数値を持っており、製造業よりもパートタイム労働者の賃金水準が高いことがわかる。その中でも、金融・保険業 (KINYU)、運輸・通信業 (TUSHIN) 等でパートタイム労働者の賃金水準が高くなっている。職種ダミー変数については、専門・技術職で賃金水準が高くなっており、反対に販売職や事務職で賃金が低くなっている。

図表 2・3・8 (2) 式の推計結果

変数名	係数値	t 値
定数	6.555	2,881.588
AGE	0.002	14.845
AGE2	- 0.004	- 30.129
TENURE	0.005	56.409
TENURE2	- 0.006	- 16.444
CHUGAKU	- 0.033	- 66.277
TANDAI	0.011	27.540
DAIGAKU	0.130	180.053
FS1	0.007	18.102
FS2	0.014	30.309
KOGYO	- 0.022	- 1.404
KEN	0.090	38.874
GAS	0.090	14.552
TUSHIN	0.096	84.134
KOURI	0.042	77.919
KINYU	0.118	93.091
HUDO	0.053	23.652
SAB	0.071	123.246
SENMON	0.319	385.454
KANRI	0.045	14.189
JIMU	- 0.021	- 40.272
HANBAI	- 0.037	- 62.141
SERVICE	- 0.010	- 17.970
HOAN	0.039	7.224
UNYU	0.383	241.404
HUS	- 0.009	- 12.034
HUSWAGE	0.000	47.986
ROOT	0.026	39.675
COMUTE	0.003	290.659
UNION	0.035	59.388
YAKU	0.023	49.436
SAIRYO	0.015	50.777
SHOSHIN	0.005	11.153
HAICHI	- 0.007	- 18.878
SHOKUNO	0.020	31.463
TENKAN	- 0.011	- 35.159
OFFJT	- 0.008	- 22.107
OJT	0.007	19.240
PARTRATE	0.023	179.266
KATUYO	- 0.011	- 34.323
SHOSEKI	0.008	15.854
adj R ²	0.323	

最も関心のある変数は、質的な基幹労働力化ないしは量的な基幹労働力化を示す変数群である。はじめに、質的な基幹労働力化を示す変数について見ていく。役職ダミー変数（YAKU）、仕事の自律性ダミー変数（SAIRYO）ともプラスの係数値を取っており、役職に就いている場合、自律的に仕事を行っている場合に賃金水準が高くなることがわかる。同様に、昇進・昇格制度ダミー変数（SHOSHIN）、職能資格ダミー変数（SHOKUNO）ともプラスの係数値を取っていることから、パートタイム労働者に対する昇進・昇格制度や職能資格制度がある場合にはパートタイム労働者の賃金水準が高くなる。

一方、配置転換ダミー変数（HAICHI）や転換ダミー変数（TENKAN）の係数値は、予想とは異なりマイナスの値となっている。配置転換制度の存在がマイナスに影響している理由は必ずしも定かではない。パートから正社員への転換制度が賃金にマイナスの影響を及ぼしている理由も定かではないが、その理由の一端は、転換制度は存在するものの、その制度が実際有効に機能していない影響とか、転換制度を活用して実際に正社員に転換した労働者の場合には、パートタイム労働者の調査であるため、データには登場しないといった理由（そのために、賃金の上昇効果が確認できない）があるのかもしれない。

OFFJTの係数はマイナスの値を取っており、パートタイム労働者の賃金水準にはプラスの影響を与えていない。一方、OJTの係数はプラスの影響を与えており、OJTの実施がパートタイム労働者の賃金水準を引き上げることがわかる。

必ずしも予想通りの結果ではない説明変数があったものの、質的な基幹労働力化の総体的な傾向としては、パートタイム労働者の賃金水準にプラスの影響を与えていると結論してよいかと思う。

次に、量的な基幹労働力化の影響を見ると、全雇用労働者に占めるパートの割合（PARTRATE）の係数値はプラスで、パートタイム労働者の多い職場ほど賃金水準が高くなる傾向が読み取れる。また、同様に職務・責任ダミー変数（SHOSEKI）の係数値もプラスの値を取っており、職務・責任が正社員と同じパートがいる割合が高いほどパートタイム労働者の賃金水準が高くなっている。一方、正社員業務への充当ダミー変数はマイナスの値を取っている。賃金の割高感から正社員からパートタイム労働者への代替を行っている事業所が多く、そうした事業所で複雑な作業を要しない仕事にパートタイム労働者を配

置している様な場合には、正社員業務への充当ダミー変数はマイナスとなるのかもしれない。

量的な基幹労働力化を示す変数についても、必ずしも統一的な結果ではなかったが、数の上ではパートタイム労働者の賃金にプラスの影響を及ぼす変数が多かった。

ところで、基幹労働力化をはじめとした説明変数の賃金上昇率への影響力はどの様なものであろうか。続いては、基幹労働力化を示す変数を中心として、賃金上昇率への影響について分析を進めることとする。

賃金上昇率の高い変数について検討していくことにする。賃金上昇率の高い変数を見ると、運輸・通信職（UNYU）、専門技術職（SENMON）等の職種の影響力が大きい。運輸・通信職の場合、生産工程・労務職に比べて47%賃金水準が高くなり、生産工程・労務職よりも398円高い賃金水準となる¹⁵。同様に、専門・技術職の場合には、生産工程・労務職よりも賃金が321円上昇する。一方、基幹労働力化を示す変数のうち、相対的に高い役職ダミー変数を見ても、役職に就くことで得る賃金の上昇額は高々20円である。職能資格ダミー変数で見ても、職能資格制度があることでパートタイム労働者が得る賃金上昇額は18円程度である。

図表2-3-7からわかるように、分析の対象となったパートタイム労働者の時間当たり平均賃金は853円である（2001年の「賃金構造基本統計調査」によれば、パートタイム労働者の時間あたり平均賃金は890円であり、「パートタイム労働者総合実態調査」の時間あたり平均賃金853円とは37円の差が生じている）。一方、正社員の時間当たり賃金はというと、2001年の「賃金構造基本統計調査」によれば、1,340円となっている。正社員とパートタイム労働者の間には487円程度の賃金格差が存在していることになる。

職種による賃金上昇効果を別にすると、パートタイム労働者の基幹労働力化を示す各変数はパートタイム労働者の賃金を引き上げる効果を持つものの、大幅な賃金上昇を示す効果は持ち合わせていないことがわかる。

15 運輸・通信職の場合、生産工程・労務職に比べて0.383 logポイント賃金が高くなる。これを%表示で示すと、 $E \times P(0.383) - 1$ により、47%賃金が増えることがわかる。生産工程・労務職のパートタイム労働者の平均賃金847円で計算すると、運輸・通信職の場合は賃金が398円上昇する。

3 産業別推計結果

パートタイム労働者の基幹労働力化といっても、産業によって大きな違いのあることが考えられる。卸売・小売業、飲食店は、パートタイム労働者の基幹労働力化が最も進捗している産業であると言われている。ここでは、サンプル・サイズが大きくパートタイム労働者が相当数存在する卸売・小売業、飲食店、製造業、サービス業の3産業について、パートタイム労働者の基幹労働力化変数がパートタイム労働者の賃金水準にどのような影響を与えているのか検討する。

図表2-3-9は、(2)式のうち産業ダミー変数を削除し、上記3産業について分析を行った結果である。注目すべきは、基幹労働力化を示す説明変数の符合条件であるが、産業によって符合条件に差のあることが見て取れる。

役職ダミー変数(YAKU)の係数値を見ると、卸売・小売業、飲食店ではプラスの値を取っており、1%水準で統計的に有意であるため、役職に就くことによってパートタイム労働者の賃金が高くなることが確認されるが、製造業ないしはサービス業では、この係数値がマイナスの値を取っている。仕事の自律性ダミー変数(SAIRYO)についても、卸売・小売業、飲食店ではプラスの値を取っており、自律的な仕事の仕方をしている場合賃金が高くなることが示されているが、製造業及びサービス業ではその限りではない(製造業、サービス業とも5%水準で統計的に有意でない)。

昇進・昇格制度ダミー変数(SHOSHIN)、配置転換ダミー変数(HAICHI)を見ても産業による差が顕著であり、製造業の場合は両制度の存在がパートタイム労働者の賃金上昇に影響を与えている一方で、サービス業については両制度の存在がマイナスの効果、つまりパートタイム労働者の賃金水準を引き下げる効果を持っている。又、職能資格制度の存在は、卸売・小売業、飲食店とサービス業ではプラスの効果を持つものの、製造業ではマイナスの効果を示している。

転換制度ダミー変数(TENKAN)は、いずれの産業でもマイナスの効果を持っている。OFFJTについては、その実施が製造業ではパートタイム労働者の賃金水準にプラスの影響を及ぼす一方、卸売・小売業、飲食店及びサービス業

ではマイナスの効果を示している。OJTの実施は、製造業やサービス業ではパートタイム労働者の賃金水準を引き上げる効果を持つものの、卸売・小売業、飲食店ではマイナスの効果を示している。

次ぎに量的な基幹労働力化の変数について見ていくと、全雇用労働者に占め

図表 2・3・9 産業別推計結果

変数名	卸売・小売業、飲食店		製造業		サービス業	
	係数值	t 値	係数值	t 値	係数值	t 値
定数	6.699	2,234.158	6.631	1,270.941	6.660	1,172.229
AGE	0.005	32.868	0.001	5.954	- 0.008	- 30.491
AGE2	- 0.009	- 51.869	- 0.002	- 8.334	0.007	25.904
TENURE	0.008	61.512	0.004	26.082	0.016	63.820
TENURE2	- 0.010	- 20.144	0.004	7.153	- 0.048	- 38.088
CHUGAKU	- 0.030	- 44.430	0.000	0.046	- 0.004	- 2.639
TANDAI	- 0.012	- 24.345	0.019	25.195	0.044	44.257
DAIGAKU	0.154	135.525	0.029	22.838	0.155	104.633
FS1	0.009	16.855	- 0.006	- 9.183	0.026	28.704
FS2	0.039	66.025	0.006	7.932	0.030	22.273
SENMON	- 0.031	- 18.589	0.271	157.288	0.458	310.344
KANRI	0.251	46.182	0.144	40.615	- 0.289	- 37.163
JIMU	- 0.161	- 169.016	0.041	56.423	0.043	32.044
HANBAI	- 0.164	- 176.159	0.073	24.312	0.040	13.678
SERVICE	- 0.147	- 148.196	- 0.035	- 15.660	0.084	69.265
HOAN	0.440	220.753	0.370	66.165	0.055	8.805
UNYU	- 0.014	- 16.821	- 0.120	- 125.068	0.141	37.835
HUS	- 0.023	- 23.447	- 0.032	- 24.388	- 0.012	- 6.871
HUSWAGE	0.000	44.073	0.000	9.945	0.000	43.812
ROOT	- 0.002	- 2.605	0.013	10.895	0.051	31.872
COMUTE	0.003	232.677	0.002	77.342	0.003	147.171
UNION	0.043	68.984	- 0.080	- 45.082	0.047	20.148
YAKU	0.041	73.333	- 0.033	- 36.700	- 0.006	- 4.257
SAIRYO	0.025	64.150	- 0.001	- 1.766	0.000	- 0.158
SHOSHIN	0.001	1.448	0.074	59.643	- 0.004	- 2.850
HAICHI	- 0.020	- 38.429	0.018	30.329	- 0.021	- 21.323
SHOKUNO	0.033	44.607	- 0.041	- 21.745	0.038	15.581
TENKAN	- 0.002	- 5.863	- 0.007	- 13.259	- 0.020	- 24.600
OFFJT	- 0.021	- 47.327	0.025	34.992	- 0.021	- 21.019
OJT	- 0.003	- 5.919	0.001	2.146	0.016	16.268
PARTRATE	- 0.014	- 16.821	- 0.120	- 125.068	- 0.010	- 5.811
KATUYO	0.000	1.061	- 0.026	- 47.105	0.019	23.033
SHOSEKI	0.011	15.905	- 0.019	- 25.176	- 0.020	- 17.741
adj R ²	0.279		0.305		0.514	

るパートの割合 (PARTRATE) は、3産業いずれについてもマイナスの値を取っており、パートタイム労働者の賃金引き上げには貢献していない。正社員業務への充当ダミー変数 (KATUYO) は、サービス業ではプラスの効果を持っているものの、製造業では反対にマイナスの効果を持っている。職務・責任ダミー変数 (SHOSEKI) についても、卸売・小売業、飲食店ではプラスの効果があり、パートタイム労働者の賃金引き上げに影響するけれども、製造業及びサービス業では引き上げ効果を持たない。

以上、基幹労働力化を示す説明変数について見たけれども、その他の変数についても産業による差は大きいことが確認される。パートタイム労働者の場合、その賃金決定構造は産業によって大きく異なることが観察される。

ところで、産業全体を対象とした場合の推計結果と同様に、職種による賃金上昇効果を別にすると、産業ごとに基幹労働力化を示す変数の賃金上昇効果を検討しても、それら説明変数のもたらす賃金引き上げ効果は高々数十円という効果しかもたない。因みに、卸売・小売業、飲食店、製造業、サービス業における分析対象となったパートタイム労働者の時間当たり平均賃金を見ると、それぞれ834円 (2001年「賃金構造基本統計調査」では850円)、800円 (同848円)、937円 (同989円) となっている。2001年の「賃金構造基本統計調査」により、正社員の時間当たり賃金を見ると、卸売・小売業、飲食店で1,278円、製造業で1,154円、サービス業で1,453円となっている。正社員とパートタイム労働者の間には、卸売・小売業、飲食店で444円、製造業で354円、サービス業で516円の賃金格差が生じている。産業による賃金格差の程度には幅があるものの、基幹労働力化といった変数では、パートタイム労働者の大幅な賃金引き上げが期待できないことが確認された。

ここまでの分析から確認されることは、より本質的な構造要因が正社員とパートタイム労働者の賃金格差には存在しており、その影響を分析する必要があるということである。例えば、図表2-3-8や図表2-3-9の推計結果を見てもわかるように、パートタイム労働者の場合には年齢や勤続年数の増加と共に賃金がほとんど増加しない構造となっている。こうした要因の影響が、正社員とパートタイム労働者の賃金格差に大きく影響をしているのかもしれない。

以下の節では、Oaxaca=Ransom(1994)の分析枠組に基づき、正社員とパート

タイム労働者の賃金格差に大きく影響している要因について分析を行うことにする。

第5節 要因分解による賃金格差の説明

本節では、2000年の「賃金構造基本統計調査」の個票を用いて、女性正社員と女性パートタイム労働者間の賃金格差の要因分析を行う¹⁶。

要因分解の分析枠組は以下の通りである（詳細については、Oaxaca and Ransom(1994)を参照せよ。）。

平均値でみた女性の正社員・パートタイム労働者それぞれの賃金関数を次のように記述する。

平均値でみた正社員の賃金関数： $\ln W_f = \beta_f X_f \cdots (3)$

平均値でみたパートの賃金関数： $\ln W_p = \beta_p X_p \cdots (4)$

添字 f 、 p はそれぞれ正社員、パートタイム労働者を示している。また、平均値でみると誤差項は0となるため、(3)、(4)式からは除かれている。(3)、(4)式を用いると、正社員とパートタイム労働者の賃金格差は以下のように記述できる。

$$\ln W_f - \ln W_p = X_f (\beta_f - \beta^*) + X_p (\beta^* - \beta_p) + (X_f - X_p) \beta^* \cdots (5)$$

ここで、 β^* は、正社員のサンプルとパートタイム労働者のサンプルを一緒にしたサンプル全体の賃金関数から得られる係数である。この β^* は、労働市場に差別などが存在せず、正社員にもパートタイム労働者にも共通な尺度で評価が与えられるとした場合に現出する値である（詳細については、Neumark(1988)を参照せよ。）。

16 既に説明したように、「賃金構造基本統計調査」では、パートタイム労働者について学歴に関する情報を収集していない。そのため、正社員についても、またパートタイム労働者についても賃金関数から学歴変数を落として推計を行う。

(5)式に基づくと、平均でみた正社員とパートタイム労働者の間の賃金格差は、大きく3つの要因に分解される。右辺の第1項 $X_f(\beta_f - \beta^*)$ は、評価に偏りがなく正社員・パートタイム労働者両者に共通な評価を与える β^* に比べて、現実の世界ではより高い評価 β_f を正社員が受けているために、正社員が享受しているベネフィットを示している。例えば、正社員の年齢に対する評価が相対的に高いとか、正社員の勤続年数に対する評価が高いなどのことがあれば、この格差が生じる。

第2項 $X_p(\beta_p - \beta^*)$ は、評価に偏りのない β^* に比べて、現実の世界ではパートタイム労働者の評価 β_p が相対的に低いために、パートタイム労働者が負担しているコストを示している。例えば、パートタイム労働者の勤続年数の評価が相対的に低い、パートタイム労働者の場合、大企業に勤めても、大企業にいることの評価が相対的に低いといったことがあれば、この格差が生じる。

第1項ないし第2項は、いずれも正社員とパートタイム労働者の間で賃金関数の評価に差が生じるために惹起する格差である。

第3項 $(X_f - X_p)\beta^*$ は、正社員とパートタイム労働者の個人属性の差を β^* で評価した部分であり、正社員とパートタイム労働者の間で個人属性に差が生じているために生じる格差である。例えば、正社員とパートタイム労働者の間で勤続年数に差がある場合やパートタイム労働者が低賃金産業に多く就業しているなどの要因があれば、この格差が生じる。

推計に当たっては、(1)式からパートタイム変数を除いた変数を説明変数として用い、(3)式、(4)式及び正社員とパートタイム労働者計の賃金関数の推計を行う。被説明変数についても、所定内給与額を所内労働時間で割った時間当たり賃金を同様に用いる。また、サンプルの制約についても、(1)式の推計と同様とした。

図表2-3-10は、正社員、パートタイム労働者、正社員とパートタイム労働者計の賃金関数の推計結果である¹⁷。どの説明変数の値も予想通りの符合条件を満たし、1%水準で統計的に有意な推計結果となっている。なお、パートタイム労働者については、管理職に該当する雇用者がいないため、係数値

17 本節における推計結果は、2001年に厚生労働省が開催した「男女間の賃金格差問題に関する研究会」に筆者が提出した資料に基づいている。

図表2-3-10 正社員、パートタイム労働者、計の賃金関数の推計結果

変数名	正社員		パートタイム労働者		計	
		t 値		t 値		t 値
(定数)	6.156	5,182.836	6.557	5,955.862	6.478	7,170.602
AGE	0.031	481.189	0.005	93.031	0.014	298.132
AGE2	- 0.041	- 525.980	- 0.007	- 107.028	- 0.024	- 422.531
TENURE	0.019	463.794	0.009	169.560	0.027	807.248
TENURE2	- 0.003	- 26.603	- 0.011	- 45.535	- 0.015	- 136.239
FS1	0.088	344.861	0.038	135.368	0.070	329.290
FS2	0.207	640.301	0.066	215.683	0.118	469.849
SENMON	0.157	436.999	0.263	396.711	0.209	647.832
KANRI	0.265	396.473	0.000	0.000	0.347	527.652
JIMU	0.170	433.071	0.022	46.303	0.130	395.452
HANBAI	- 0.047	- 97.962	- 0.016	- 43.298	- 0.054	- 157.397
SERVICE	- 0.028	- 50.822	0.008	20.506	- 0.033	- 85.009
HOAN	- 0.119	- 48.905	0.021	3.699	- 0.042	- 17.954
UNYU	- 0.012	- 8.698	0.200	115.073	0.065	53.699
KOGYO	0.065	14.801	0.118	10.007	0.102	24.222
KEN	0.066	111.832	0.062	50.339	0.088	160.574
GAS	0.353	193.786	0.103	21.136	0.376	214.733
TUSHIN	0.245	384.270	0.072	110.438	0.179	346.346
KOURI	0.216	564.352	0.025	72.550	0.088	304.029
KINYU	0.272	508.239	0.129	124.336	0.312	665.529
HUDO	0.333	242.530	0.136	95.320	0.273	242.770
SAB	0.276	786.545	0.137	383.409	0.232	823.011
adj R ²	0.377		0.151		0.392	

(KANRI) は0となっている。

図表2-3-10の推計結果をもとに、(5)式に基づいて要因分解を行った結果が図表2-3-11である。図表2-3-11の結果からは、以下のことが言える。

「正社員のベネフィット」、「パートタイム労働者のコスト」、「個人属性の差」という大きな要因分類でみると、「個人属性の差」の説明力が高く全体の53.3%程度の説明力がある。

個別要素の説明力を見ると、「正社員のベネフィット」の中の年齢の影響力が極めて高く（96.6%）、圧倒的な説明力を持っている。これは、年齢が1歳上がった場合の賃金の上がり方に、正社員とパートタイム労働者で大きな差が生じているからである。女性正社員の場合には、年齢1歳当たりの賃金の上がり方が（男性に比べて）緩やかではあるものの、上昇していくという傾向がある。ところが、パートタイム労働者の場合には、年齢と共に賃金が増加していくスピードがさらに遅いのである。こうした賃金制度の差が正社員とパートタイム労働者の賃金格差に大きく影響しているのである。

この年齢以外の項目としては、「個人属性」の中の勤続年数（23.9%）、「パートタイム労働者のコスト」の中の勤続年数（21.0%）の説明力が相対的に高くなっている。パートタイム労働者の場合、勤続年数が正社員に比べて短く、また勤続年数1年当たりの賃金の上昇の仕方が正社員と大きく異なっているために、これらの要因が賃金格差に影響することになる。

図表2・3・11 要因分解の結果

	数値	割合（%）
平均値でみた賃金格差	0.376	100.0
正社員のベネフィット	0.056	14.8
年齢	0.364	96.6
勤続	- 0.047	- 12.6
企業規模	0.027	7.2
産業	0.040	10.5
職種	- 0.005	- 1.4
定数項	- 0.322	- 85.5
パートタイム労働者のコスト	0.120	31.9
年齢	0.040	10.6
勤続	0.079	21.0
企業規模	0.025	6.7
産業	0.061	16.1
職種	- 0.006	- 1.5
定数項	- 0.079	- 21.0
個人属性の差	0.200	53.3
年齢	0.031	8.2
勤続	0.090	23.9
企業規模	- 0.004	- 0.9
産業	0.030	7.9
職種	0.054	14.2

以上、要因分析の結果から、賃金に対する年齢の評価の差が主要な賃金格差の要因となっていることがわかった。第3節で見た理論仮説との整合性を考えると、内部労働市場重視の賃金決定仮説の妥当性が高そうである。もちろん、5つ上げた理論仮説を一つ一つ検証しているわけではないので、断定はできない。しかし、正社員とパートタイム労働者では、年齢1歳当たりの賃金の上がり方が明らかに異なっており、それが両者の賃金格差に大きな影響を与えている。女性正社員の場合には、男性正社員と比べると賃金の上がり方は緩やかであるものの、内部労働市場の特性である年齢や勤続年数と共に賃金が増加していくというベネフィットを享受できるのである。一方、競争市場に直面しているパートタイム労働者の場合には、年齢や勤続年数と共にそれほど賃金も上がらず、パートの活用を企図して基幹的労働力化を促進している企業に在籍する場合であっても、多くのパート活用術によってそれほど賃金が増加するわけではないのである。詳細な検討結果をまとめて結論を下すことになるが、暫定的な結論としては、内部労働市場重視の賃金決定仮説の妥当性が高いように思われる。

第6節 まとめ

以上行った分析結果をまとめると次のようになる。

(1) 年齢、勤続年数、企業規模、産業、職種といった個人属性が女性正社員と女性パートタイム労働者の間で全く等しい場合であっても、女性正社員と女性パートタイム労働者の間には22%程度の賃金格差が生じている。

(2) パートタイム労働者の分析を行う上での雇用管理上のキーワードは、「パートタイム労働者の基幹化」、または「パートタイム労働力の基幹労働力化」である。その意味するところは、従来正社員が主に担ってきた業務の一部または全てをパートタイム労働者が担っていく動きと言える。こうしたパートタイム労働者の基幹化が進捗している職場ほど、そうでない場合に比べてパートタイム労働者の賃金が高いのかどうか「パートタイム労働者総合実態調査」の個票を用いて分析を行った。

基幹労働力化の代理指標となる変数を用いてパートタイム労働者の賃金構造

を分析した結果、職場におけるパートタイム労働者の基幹化は、概ねパートタイム労働者の賃金を引き上げる効果があると結論できた。ただし、その賃金引き上げ効果はかなり限定的であり、それほどの大きな効果は期待できない結果となった。

(3) 女性正社員と女性パートタイム労働者間の賃金格差が主にどの様な要因によって説明されるのかを検討するために要因分析を行った。その結果、年齢1歳当たりの賃金上昇率が正社員とパートタイム労働者で大きく異なっている点が賃金格差の主要な説明要因であることがわかった。

こうした点を考慮すると、正社員とパートタイム労働者の賃金決定が異なる原理でなされている結果と推察される。正社員とパートタイム労働者の均衡処遇を考える上で、両者の賃金決定方法の違いが大きな賃金格差をもたらす原因となっているものと考えられる。

政策評価の概念と先進諸国における現状

第1節 はじめに：政策評価と戦略評価

政府が何らかの具体的方法をもって社会・市場に介入し、ある目的の達成を目指す試みを「政策」と定義するならば、政策評価の第一の責務は、当該目的の達成度をあらわす指標（たとえば就業率）に各政策が与える効果の推定である。効果が推定できたら、費用や社会的公平性などの観点もふまえて、代替的な政策と比較検討しつつ、新たな政策方針の立案や国民への説明責任を果たすために活用する。

第1部第1章で論じたように、戦略とは政策の上位概念であり、雇用戦略はその基本理念と戦略目標によって多様な雇用政策を調整・統合するものである。諸政策には、相互に代替性や補完性、相殺効果や相乗効果が存在する場合がある。複数の政策間の調整は、政策の次元では不可能であるため、戦略が必要となる。

他方、戦略は中長期的なものであるため、社会経済の環境変化に対応して、その妥当性を検討するべきである。そのためには、戦略を構成する各政策の効果を把握しなくてはならない。この意味では、政策評価は戦略評価の必要条件である。

この政策評価と戦略評価の相互関係のひとつの事例が、OECDの雇用戦略がたどった軌跡である。OECDは1994年にとりまとめた雇用戦略で、過去20年間に深刻化した失業問題を改善することを基本的目標として、「賃金と労働コストの弾力化」、「労働時間の柔軟性拡大」その他からなる10項目の政策提言を行った¹。そこで基調にあったのは、労働市場の柔軟化・流動化に向けた改革提言であった。その後10年がたち、主要な問題関心は、人口高齢化が急速に進展する社会のもとでの就業促進や、グローバルな競争と技術革新が激化した時代

1 1994年の提言は9項目であり、1995年に10番目の項目が追加された。各項目には具体的な細目が付いている。

における人材能力開発などに一定程度シフトした。これを受けて、過去10年間の加盟国における雇用政策の有効性を広く吟味するなかで旧雇用戦略は再検討され、2006年の改訂雇用戦略に結実している²。

本章は計量経済学的な政策評価の手法と諸外国における実践例の概要を紹介し、日本の雇用政策および雇用戦略に示唆することを検討する。まず次節は、政策評価が近年、社会的関心を集めていることの背景とその意義に触れる。第3節は、「実験的手法と非実験的手法」、「事前評価と事後評価」、「費用と便益」などの分類概念を用いて、サンプル・セレクションや知見の一般化可能性といった問題に対処する方法を多角的に検討する。第4節はデータの整備体制を論じる。第5節は雇用政策分野における計量経済学的な政策評価のいくつかの実例をやや詳しく紹介する。すなわち、まずOECDによる加盟国の雇用政策の検証、次に米国における人的資本蓄積政策をめぐる論争、そして近年先進諸国で進んでいる職業紹介機関の改革とその業績評価体制の可能性と問題点を論じる。

この分野は量的にも多様性の面でも近年著しく発展している。紙幅の制約のため、以下では先行研究の網羅的な概観は行わない。既存の展望論文には、Angrist and Krueger (1999)、Cahuc and Zylberberg (2006)、Heckman *et al.* (1999)、労働政策研究・研修機構 (2004b)、OECD(2005a, 2006b)、黒澤 (2005) 等があり、本稿もこれらに大きく依拠している。

第2節 なぜいま政策評価か

国際競争と技術革新が激化し、長期雇用が弱体化した近年、職業紹介や能力開発に関する「積極的労働市場政策」がその重要性を増している。諸政策にかかる費用は大きい。80年代以降、OECDの主要加盟国における平均的な積極的労働市場政策支出は、GDPの1%弱の水準を維持している (OECD, 2006b, Figure 3.4)。政策の直接的な対象となる国民の数もまた大きい。限られた経済

2 なお、EUの雇用戦略については2000年以降、加盟国の就業率、雇用の質、社会的統合などの多面的な指標に達成目標水準を設定するという画期的な試みが始まったが、戦略の評価・改訂という面では、OECDの場合ほどに定量的検証が実施されているとは言い難い。両雇用戦略の詳細と比較については、第1部第1章「雇用戦略とは」および第3部第2章「先進国の雇用戦略」、巻末参考資料を参照。

的資源を効率的に配分するためには、複数の政策を比較して優先順位を付けていく必要がある。そのためには、「この政策は正の便益をもたらすか」といった定性的評価をこえて、費用と便益の定量的な測定が不可欠となる。この種の定量的な比較評価は、政府による強制的な所得再分配および政策的介入を正当化するために、とくに納税者への説明責任（accountability）の観点からも重要であろう³。

一般に、経済が低成長期に入ると、公共部門による諸政策は一層の説明責任を要求されるようである。実際、1990年代初めから長期の不況に苦しんだ日本では、1990年代後半のいわゆる中央省庁改革の柱の1つとして政策評価制度の導入が始まり、2002年4月に「行政機関が行う政策の評価に関する法律」が施行された。現在各省庁がその所掌する政策について自ら評価を行うとともに、総務省が省庁横断的な評価および独立行政法人の評価を行っている⁴。地方自治体の行政評価への取り組みも急増しており、むしろ国レベルよりも先んじている面がある⁵。

一方、2002年には、教育、農業、社会福祉などの分野における構造改革を推進することを目的として、内閣に構造改革特別区域推進本部が設置された。その後、諸地域で各分野の規制の特例措置を定めた構造改革特別区域が設定され、地域の特性を活用した様々な取り組みが注目を集めている⁶。これは通常の意味での公的部門による経済政策ではなく、局地的に規制を改革してその経済活性効果を見極めることを目的とする実験的な試みである。同様の規制緩和を全国に展開するか否かは、各特区の効果の事後的評価にもとづいて決定することになっている。したがって、評価の作業は本質的な役割を果たすべきものと考えられる⁷。

3 米国はこの点で先進的である。Manski and Garfinkel (1992) 所収の諸論文は、政策当局、民間評価機関およびアカデミズムの立場から、米国における政策評価の理論と実際を多角的に論じている。ただし、公的部門による労働市場への積極的介入政策（職業訓練、賃金補助、求職支援など）がGDPに占める規模自体は、むしろ欧州諸国において格段に大きい。日本はこの点で先進国中で低い部類である(Heckman *et al.*(1999, section 2))。労働政策研究・研修機構(2004b)は先進諸国における雇用政策とその計量的評価の現状を整理している。

4 総務省行政評価局 http://www.soumu.go.jp/hyouka/seisaku-top_f.htm。

5 都道府県の取り組みについては、<http://www.soumu.go.jp/hyouka/c-joho-link.htm> を参照。

6 構造改革特別区域推進本部 <http://www.kantei.go.jp/jp/singi/kouzou2/>。

7 鈴木(2004)はミクロ計量経済学的政策評価の構造改革特区への適用可能性を詳細に論じている。ただし、筆者の知る限り、現在までのところ、特区の効果を厳密に定量的に把握した例は見当たらない。

このように、経済的および社会的政策の帰結を客観的に評価することの重要性については、日本社会に広く合意が形成されつつあるといえよう。しかしその方法については、同様の合意があるとはいえない。そもそもどのような評価の手法と手続きがありうるのかについて、各方面の認識は必ずしも十分ではない。省庁のウェブサイトで、上述したような評価報告書を通読すると、質量ともに相当に貧弱であって、そのような「評価」をもとに重大な政策決定を行うことは到底正当化しえない場合が多い。この背景にはおそらく、政府においてデータ整備・開示や評価分析を担う人的資源が十分に確保されていないことに加えて、多くの場合に第三者ではなく政策担当部局ないしその関係者が評価を行っているため、中立性が確保されていないことも作用している。一方、後述するように、その種の諸条件が満たされている先進国では、政策評価の水準は高い。厳密な査読付の学術論文誌上で、ある政策の効果をめぐって、第一線の研究者たちが日常的に活発に研究し論争しているのである。

いずれにせよ、政策評価の計量経済学は、各評価基準の性質を明らかにし、目的と状況に応じていかなる手法を採用すべきかを示唆し、既存の評価事例の批判的理解を助ける（それを旨とする）ものである。正しく実行された政策評価はまた、倫理的ないし政治的な立場の如何を問わず、ある政策に関して価値判断を下すための有用な情報として参照されるであろう。たとえば政府の規模を極小に抑えることを目指すリバタリアンでさえも、なぜ政府の活動水準が低くあるべきかを説得的に主張するためには、各政策の定量的評価を参照しなくてはならない⁸。

8 政策評価には経済理論のテストとしての意味もある。とくに、理論モデルを明示して、環境の変化に対して安定的なパラメータ（たとえば需要関数における所得効果項と代替効果項、生産関数における代替の弾力性）を直接推定する「構造的（structural）アプローチ」を用いる場合、政策効果の測定は当該経済モデルの評価と表裏一体である。もっとも、近年発展しているミクロ計量経済学におけるいわゆる「treatment effect アプローチ」は、母集団における政策の平均的なインパクトの推定に特化するきわめてブラックボックス的で「誘導形的（reduced-form）」なアプローチであって、経済理論との結びつきは弱い。両手法の妥当性はデータの性質や問題設定に左右される（第3節を参照）。

第3節 評価手法の概念分類

1 はじめに

公的部門による市場社会への政策的介入の効果の推定には、マクロ的な（社会総体の）レベルの指標を単位とするものと、ミクロ的（各個人・企業などの）レベルの指標を対象とするものがある。ミクロレベルの政策を分析対象とするミクロ計量経済学的政策評価において、測定の対象となっている変数の組み合わせとしては、職業訓練プログラムと参加者の収入ないし就職率、教育年数と労働参加率ないし収入、労働組合加入と賃金、子供の数と母親の労働参加率、兵役と退役後の収入、最低賃金制度と失業率ないし賃金、親の喫煙と新生児の体重、学校のクラスの人数と成績、失業保険給付と就職率、などが挙げられる。

これらの変数間の相関関係は、データさえあるならば容易に計算できる。困難は因果関係の立証と測定にある。有意味な政策提言を行うためには、変数 X と別の変数 Y の単なる相関関係を示すだけでは足りない。政策当局が X を動かしたとき、 Y がどれだけ動くか、すなわち X から Y への因果関係の有無とその定量的重要性を識別しなくてはならない。

たとえば、一般に高等教育を受けた期間が長い人ほど収入が高い傾向がある。これを教育から収入への因果関係と捉えるならば、政府が高等教育をも義務教育化すれば、国民の平均的生活水準は大きく改善することになる。しかし、人々が自らの能力を勘案して適度な（すなわちもっとも効率的な投資水準としての）教育年数を決定しているとするれば、収入水準を規定する原因は少なくとも部分的には教育期間そのものではなく、元来の能力という第3の変数である。人々の能力がデータ上で観察可能でない場合、教育年数がどれだけ直接的な影響力を持っているかとの問いに答えるのは容易ではない（これを脱落変数（omitted variable）の問題という）。

別の例として、警察官が多い地域では犯罪率が高いことがしばしば指摘されている。しかし警察官は犯罪の原因だろうか。むしろ犯罪が増加すると警察官が増員されるのではないか。同時に、政策的観点からすれば、かりに1人警察

官を増員したとき、犯罪率がどれだけ低下するかをも知る必要がある。しかし、このような興味から実験的に政策を変更するには時間的、予算的また政治的なコストが大きいであろう。その場合、この問いへの解答方法は自明ではない（変数間の因果性の双方向性、ないし同時決定性（simultaneity）に由来する問題）。

以上のような設定において、既存のデータを利用して因果関係を測定するためには、平均や相関といった単純な統計量の計算や図表での例示、または機械的な回帰分析にとどまらず、適切な分析概念と手法（そして質の高いデータ）を用いる必要がある。日本の省庁における多くの政策評価のように、各政策の対象者の数や、予算規模を知るだけでは全く足りない。さらに、対象者のその後の状態を何らかの成果指標にもとづいて継続調査できたとしても、それは成果指標の測定であり政策効果の測定の必要条件にすぎない。

効果を把握するには、いわゆる「反事実的想定（counterfactuals）」との比較が必要である。つまり、かりにある人がある政策の対象となっていなかったとしたら、どのような状態にあったか、を想定して、現実の状態と比較する。もちろん実際には、その反事実的想定を、現実の何らかのデータや理論的仮定によって代替する。その代替の方法の説得力が、評価の信頼性を決定する。ラフに言えば、当該政策の対象とならなかった人々の中から、対象となった人に「十分に似ている」人を選び、両者の状態の差を取って政策のインパクトの代理変数とする必要がある。したがって各分析手法の説得力は、その「十分に似ている」相手をいかに見つけてくるか、にかかっている。

もちろん、完全なレプリカを見つけるのは不可能である。しかし、大きな集団では平均的にそのような誤差がゼロになるかもしれない。したがって、各個人について政策の便益を明らかにすることは断念し、母集団における便益の分布の特徴をサンプルから推定することになる。便益の分布を特徴づけるパラメータには、平均、中位数、最頻値、標準偏差その他が考えられる。実際は、分析上の扱いやすさが理由で、ほとんどの研究は平均的便益の推定を行っている。

以下ではこの意味での政策評価の手法を多角的に理解するために、実験的か非実験的か、事前か事後か、効果を測るのは粗便益か純便益か、によって分類して検討したい。

2 実験的手法と非実験的手法

同一の問題設定においても、手元のデータの質や分析目的が異なるならば、適切な分析手法も変わってくる。政策評価における中心的な課題の一つは、母集団から抽出したサンプルの偏りが、評価結果に歪みをもたらす問題、すなわち「サンプル・セレクション」によるバイアスの回避である。この種の問題に対処する評価方法は、実験的手法と非実験的手法に大別できる。いま、分析者は職業訓練プログラムが若年失業者の就職率や収入に与える効果に興味があるとしよう。そして実施後の追跡調査から、参加者は非参加者よりも概して良好な雇用に恵まれていることがわかったとする。これを当該プログラムの効果だと結論してもよいであろうか。訓練プログラムへの参加が強制ではない場合は、元来高い意欲がある人々が進んで参加している傾向があるかもしれない。参加者のサンプルは母集団である若年失業者全体から無作為にではなくシステムティックに乖離している。もしも（プログラムがあろうとなかろうと）意欲が高い人はその後良好な就職や賃金に恵まれる可能性が高いならば、単純に参加者と非参加者のその後を比較した場合、職業訓練の効果は過大に評価される。政策当局がこの訓練プログラムを強制参加に変更し、母集団を全体的に政策の対象としても、平均的な成果は以前ほどにはあがらないであろう。この種のサンプル・セレクションはマクロ（社会総体）レベルの分析では当然生じえないが、ミクロ計量経済学ではきわめて一般的な現象だと考えたほうがよい。

以下、両アプローチの長短を簡潔にまとめて紹介する（Manski and Garfinkel (1992), Moffitt and Ver Ploeg (2001)、Blank(2002)を参照）。両アプローチの対極的な面を強調しながらその特徴を箇条書きにするならば、次のようになる。

（1）社会実験による政策評価

実験的手法は、プログラム参加希望者の中から実際に参加者・非参加者を無作為に選定してその平均的な成果指標の差を見るというものである。

ア その長所 効果の推定値は因果関係の反映だと考えてよく、またサンプルセレクション・バイアスは少ない（無作為配分の結果、実施対象グループと

比較対象グループの属性は、平均的には均質になるため)。 成果指標の平均値の比較など、分析手法がシンプルで済むため、非専門家にも理解しやすい。

イ その短所 大規模な実験は資金や時間的なコストが大きい。小規模な実験はサンプルサイズの不足のため結果の信頼性に欠ける。 人間行動のモデル(例：賃金や資産の関数としての労働供給)を用いないため、政策が作用するメカニズムないしプロセスが不明(施策という入力と、成果指標という出力だけを見るブラックボックス的分析にとどまる)。 ブラックボックス的分析であるため、知見に普遍性がない、すなわち他の異質な母集団への外挿(extrapolation)が不可能。 実験は実施スケールが小さいため、当該政策を大規模に実施する場合の予測には難がある(たとえば、社会的には、雇用の「クラウドディング・アウト」がありうる)。 実験実施地域は無作為に選びにくいいため、地域のセレクションバイアスがありうる(実験実施から利益をえる地域だけが実施したがるため、他の平均的な地域とは状況も結果も異なってくる。日本の構造改革特区のように実施が各自治体のイニシアティブに依存する場合も、これに近い問題があろう)。 対象者と非対象者の無作為配分は、倫理的に問題視されうる(ただし、予算の制約などを理由として、対象者数の限定の正当化を試みることはできる)。 無作為配分の結果、あるプログラムの非対象者となった人々は、別の、しかし同種の社会実験や福祉給付の対象者となる場合がある。その点を分析者が把握して調整しない限り、彼らは比較対象グループとして明らかに適当でない。 社会実験への独占的で継続的な参加を強制するのは難しい。対象者のプログラムからの脱落(dropout)が生じる。また、同地域での他の代替的なプログラムないしサービスへの応募(substitution)が避けられないとき、当該プログラムの効果は過大に推定される。 実際の政策実施の場合と比べると、社会実験では無作為配分のために非対象者となる可能性がある分、潜在的な参加者の期待利得は低下している。それゆえ社会実験と現実の政策とでは実際の参加者の構成に差が生じる可能性がある(無作為配分バイアス、randomization bias)。

結局、社会実験データであっても種々のサンプル・セレクションが存在し、

9 社会実験に関する対照的な評価としてBurtless (1995)とHeckman and Smith(1995)の論争は興味深い。

正しい効果の推定は意外に困難である場合もありうる⁹。

米国ではDepartment of Health and Human Services(DHHS)が無作為配分対照実験による政策評価を州に義務付けたこともあり、相当数の実験が行われている。Moffitt (2003)は1990年代だけで20以上の対照実験をリストアップしている。1980年代以降、社会実験の評価は民間シンクタンクが請け負い、シンプルな「誘導形的」分析を行う例が多いようである。この傾向に対してManski and Garfinkel (1992)は、分析手法の基礎研究への資金が減少し、シンクタンクによる社会実験のシンプルな評価の実施に各種研究資金が投入されることは長期的に問題であると批判している。実際、次にその特徴を記述する非実験的な政策評価手法は、アカデミズムで発展してきたものである。

(2) 非実験的な政策評価

非実験的手法には、経済理論にもとづく人間行動のモデルを推定するなかで政策評価を行う例が多い。「構造的アプローチ」とも呼ばれる。

ア その長所 賃金や資産の関数としての労働供給など、人間行動のモデルを用いるため、政策が作用するメカニズムないしプロセスが明らかになる。人間行動のモデルを推定するため、知見に普遍性がある（他の母集団への外挿が可能）。既存のマイクロデータが利用可能であり費用も少ない。全国レベルなどデータが大規模であるならば、大規模な政策評価が可能。推定結果の信頼性も高い。

イ その短所 分析手法が複雑である（サンプル・セレクションに対応するため、また人間行動のモデルを利用するため）。仮定の置き方によって分析結果が異なる（Heckman *et al.*(1999, p.2065)は、同一データを分析した複数の研究をリストアップし、それぞれが大きく異なる評価結果を導いたことを示している）。適切な比較対象グループを見いだすためには、質の高いデータが必要。大きな標本サイズ、長い調査期間、多様な調査項目など。しかし既存の調査データはこれらの基準を必ずしも満たしていない。

正しく推定されたならば、このような構造的モデルは様々な目的に利用できるという意味で非常に強力である。過去のある政策が特定の母集団に及ぼした

インパクトを測定することはもちろん、他の母集団への外挿や、未知の政策の効果を予測することが可能となる。またそれは経済理論の検証にもなっている。ただし、実際には上記2つは両極であって、中間的な方法は様々存在する。社会実験の数は限られており、それだけではデータの種類と量が乏しい。そのため過去10数年、応用計量経済学者は自然実験（natural experiment）と呼ばれるアプローチを発展させた（Angrist and Krueger (1999, 2001)）。これは、非実験的データ（non-experimental data, observational data）を用いるが、制御された実験におけるような無作為な割り振りを、現実社会でデータが生成される場から見つけてくるというアイデアにもとづく。地理的要因や社会制度の変更、出生時期や天候など、個人が左右できないと考えられる要因の変化のうちで、興味ある経済変数と相関しているものを見いだす。換言すれば、様々な既存の非実験データの中から、鍵になる変数があたかも無作為配分実験のように外生的に変動しているデータを見いだしてくるという方法である。このアプローチの目的は、過去に実施されたある政策が、当該母集団内の実施対象者に及ぼした平均的影響を推定するものであって、主体の意思決定プロセスの記述や、異質な母集団への外挿、また新しい政策の効果の予測は行わない。このように目的が構造的アプローチほどには野心的ではないため、興味あるパラメータを同定するにあたって、構造的アプローチほどには複雑で検証不可能な強い諸仮定を置かなくともよい。したがってモデルの特定ミス（適切でない経済理論モデルを前提とする誤り）をおかすリスクは小さい¹⁰。

なお、社会実験の中では、米国で1960年代に実施された「負の所得税」(Negative Income Tax, NIT)の実験研究が有名であるが、これは構造モデルのパラメータ（ミクロ経済学における「スルツキー方程式」の代替項と所得項）を推定する試みであった(Orcutt and Orcutt (1968) Hausman and Wise (1985))

10 ただし、過去のデータの情報量が十分に豊かであるなら、構造的モデルを利用することなく、新規の政策がもつ効果を予測出来る場合がある。いま賃金への比例税が新たな政策であり、分析者はそれが労働供給に与える影響をみたいとしよう。課税後の賃金 $W(1-t)$ のデータは存在しない。しかし過去の賃金 W^* のデータのなかに $W^*=W(1-t)$ を満たすものが十分にあるならば、そのデータを利用することであたかも当該政策が過去に実施されていたかのようにみなし、労働供給関数や変数の分布に強い仮定を置くことなく、平均的な労働供給を推定することが可能となる。Ichimura and Taber (2003) は、未知の政策の評価を可能にするこのようなデータの性質を“policy replicating variation”と呼んでいる。先駆的な分析としてMarschak (1953) マクロ経済学の文脈ではSims (1982)、ミクロ計量経済学ではIchimura and Taber (2003)、Heckman (2001) を参照。

米国における最近の社会実験は誘導形的アプローチで分析されることが多いが、NIT は社会実験のデータを構造的アプローチで分析できること、従って誘導形的アプローチと構造的アプローチの選択は外生的なデータの事情による二者択一ではないことを示す一例となっている (Manski and Garfinkel (1992))。慎重にデザインされた社会実験の豊かなデータを利用すれば、構造的アプローチの比較的に野心的な諸目的の実現可能性は高まるであろう。

3 費用便益分析の観点

これまでの議論では、効果や便益、インパクトといった言葉をルーズに用いてきた。厳密には (そして理想的には) ある政策の評価には、何らかの指標で測られる便益と費用の情報が必要である。いま、純便益 (net benefits) は、粗便益 (gross benefits) から費用を引いたものと定義しよう。既存の政策評価には、政策の粗便益の分析に終始し、費用を考慮しない (あるいは部分的にしか費用を考慮しない) 例が意外に多い。粗便益が大きくとも、費用がそれ以上に大きい場合は、純便益はマイナスだとみなすべきである。換言すれば、その政策を正当化するには別の価値基準が必要となる。たとえば、失業者に対する能力開発施策の結果を分析したところ、全対象者の平均的な純便益はマイナスだが、若年の対象者に限れば大きくプラスであったとしよう。若年層の雇用をとくに重視する価値基準に立つならば、この能力開発施策は正当化されるが、全対象者の便益を等価値で測るならば、この施策は費用便益分析のテストをパスしない。

費用便益分析を考えるにあたっては、私的分析と社会的分析とを比較することが有益である。

私的費用便益分析 (private cost-benefit analysis) とは、たとえば企業が各経営計画における投入物と生産物の組み合わせをそれらの財の市場価格で評価し、利潤を計算することである。将来分については割引率を用いて割引現在価値を求める。企業は最大の利潤をもたらす政策を採用する。労働者については、たとえば高等教育や職業訓練プログラムへの参加によって生じる個人的な便益 (生涯所得の上昇) と費用 (参加費用、交通費、また逸失した収入などの機会

費用)の差を基準とする。低賃金労働者や長期失業者の場合は、訓練に参加することで発生する逸失収入という費用は比較的少なく、失われた余暇(家族と過ごす時間など)の費用が大きいであろう。いずれにせよ、標準的な人的資本理論(human capital theory)は、各経済主体がこの種の最適化問題を解くことで教育投資の水準を決定すると想定している。職業訓練施策への参加についても、同様の枠組みがあてはまる。

これに対し、公共政策は社会的費用便益分析(social cost-benefit analysis)にもとづくべきである。私的費用便益分析との第一の違いは、通常は金銭単位で測定されない指標も金銭換算し利用する点である(例:自然環境や生活満足度、健康や生命の価値)。第二に、関連する財の評価に必ずしも市場価格を利用しない。公共政策の文脈では、そもそも当該財の市場が存在しない場合が多いためである。また、市場価格が(不完全競争や不完全情報などによる「市場の失敗」のため)正確な社会的純便益を反映していない場合もある¹¹。

第三の、もっとも重要な違いは、社会的費用便益分析のためには、社会総体での純便益を把握する必要がある点である。社会的粗便益としては、まず各政策対象者の収入増加があげられる。その他にも、かりに貧困層が犯罪に走っていた場合に被害者に与えるであろう損害や、司法・警察・収監のコスト、また福祉給付への依存による財政圧迫などが、貧困層を対象とした積極的雇用政策によって減少するという面も無視できない。

また、政策の間接的効果や外部性、フィードバックを考慮する必要がある。たとえば、ある条件のもとでは、公的部門における直接雇用の増加は、民間部門における雇用減少をもたらさう。高齢労働者を対象として企業に雇用助成金を給付する場合、若年労働者の雇用機会が消失する可能性もある。この種の「クラウディング・アウト」あるいは置換効果は、賃金調整による労働需給の均衡メカニズムが十分でない場合、発生しやすいはずである。おそらく欧州諸国は米国に比べて賃金調整が柔軟ではないため、このような雇用面での調整が

11 たとえば、教科書的な労働市場の需給モデルにおいて、ある人が現行市場賃金を下げてでも働きたいにもかかわらず、賃金が下方硬直であるために採用されない、という意味で非自発的失業が存在するでしょう。このとき、市場賃金は、失業者の余暇の限界費用をこえており(市場賃金水準が労働供給曲線の上にある)、失業者の雇用の社会的限界価値を正しく反映していない(いわゆる死荷重(dead-weight loss)が発生している)。

起きる可能性が高いであろう（たとえばドイツ統一後の東西同一賃金政策が、その後大幅な失業増加をもたらした事例が想起できる）。

もちろん、正の外部性も考えうる。警察官の雇用を増やすことで地域の治安が改善した場合、地域経済が活性化し民間の雇用も増加する可能性がある。林業分野で雇用を創出した場合、都心部での花粉症例が減少し、労働生産性が上昇するかもしれない。この種の外部性は個々の文脈で実証的に把握するほかはなく、計量経済学的な測定が必要である（ただし、実践した例はごく少ない）。

なおここで、3点の留意事項に触れたい。まず、費用便益分析は長期的な問題であり、不確定な将来に関わる。したがって、割引率の水準や、サンプル調査期間の長さ、そしてサンプル調査期間外の将来への外挿の方法次第で、ある政策の評価は全く変わりうる。Heckman *et al* (1999)は、それらの設定次第で、米国のJob Training Partnership Act(JTPA)の純便益の正負さえ逆転する例を紹介している。（調査期間の重要性は後にデータ整備体制の問題に関連して再説する。）

次に、費用も成果も金額単位である場合は、純便益の計算は容易である。一方、費用と成果指標とで単位が異なる場合は、「成果 / 費用」すなわち「単位費用あたりの成果」を新たな成果指標と考える方法がある。

最後に、政策評価という作業自体の費用（「機会費用」を含む）と便益にも注意が必要である。政策評価に投入する膨大な資金と人的資源に見合うだけの有意義な結果が得られるかという問題である。これは厳密に考察し判断するには難しい問題であるが、少なくとも、データの整備体制と密接に関係しているのは確かだと思われる。公的部門のスリム化が叫ばれる近年、政策当局が政策評価にあてうる人的資源は限られている。むしろデータを開示し、外部の専門研究者が日常的に政策評価を行いうる体制を整備すれば、行政当局が政策評価にかかる（機会）費用は大幅に削減しうる。その方針は米国で実践されている（第4節を参照）。

4 事前評価・事後評価と一般化の条件

政策評価の問題設定は、事前か事後かで分類することもできる。まず、母集団Aで過去に実施された政策Pの効果を把握する場合、つぎに、母集団Bで今

後同じ政策Pを実施した場合の効果を予測する場合、最後に、母集団Bで今後未知の政策Qを実施した場合の効果を予測する場合である。この順で、技術的に難度が増す。以下ではこの分類を、分析結果の一般化が成功するための条件との関係で論じたい。

(1) 市場調査と政策評価

開拓者精神に満ちたある技術者・経営者が、1960年代初めにこう書いている。「市場調査というものは過去のものに対しては、たとえば日本人が何人いるからミソと米はどのくらいということはすぐはっきりした数字が出てくる。しかし、われわれのような新しい製品は市場調査したって何も出てこない。(中略)未知な製品を大衆に聞いて歩いたって答えが出っこないではないか。」(本田(1996))

ここでの市場調査は、政策評価の計量経済学と似たところがある。未知の製品の需要予測が難しいように、新しい政策の効果の予測も難しいのである。では、どのような条件が揃えば、政策評価は成功するのか。

(2) 政策評価における内部

政策評価の問題設定は3種類に大別できる。もっともシンプルで、冒頭引用文の「過去の」「ミソと米はどのくらい」という問題に対応するのは「ある母集団において過去に実施された政策の効果の推定」つまり事後評価である。たとえば、東京の20代への職業訓練を支援したとき、他ならぬそのことによって彼らの就業率はどれだけ上昇したか、という問題である。じつはこの単純な設定でも、データの質が低い場合(サンプルサイズの小ささ、サンプル・セレクション、適切な比較対象グループ選定の困難など)、効果の正確な推定はやさしくはないのだが、かりにそれに成功したとしよう。そのとき、母集団の内部で正しく因果関係を把握したという意味で、この推定には内的妥当性(internal validity)がある、という。そしてこの内的妥当性のある事後評価は、以前と同質の母集団で同様の政策を実施する場合は、当然、正確な事前評価として再利用しうる。

(3) 政策評価における外部

第二の問題設定は知見の一般化に関わる。東京の20代に関する政策効果の推定値は、神奈川の20代にもあてはまるだろうか。つまり「以前とは別の母集団において以前と同じ政策を実施したときの効果の予測値」として、以前の推定結果を再利用してよいか。これを外的妥当性(external validity)の問題という。その応用例は構造改革特区である。

外的妥当性が満たされる一つの条件は、新旧の母集団が十分似ていることである。ここでも、状況が過去に似ているほど、過去の経験が活きる。それゆえ逆に、実施する政策は同じだが実施対象が以前とかなり違う場合は(東京の20代への施策と同じものを北海道の50代に実施するなど)過去の成果の再現を期待するのは危険である。

では母集団が大きく異なる場合は過去の政策評価は活かされないかという点、そうとも限らない。ラフにいえば、母集団が特殊でも、普遍性の高い(時と場所を選ばず成立する)人間と経済の理論モデルを正しく推定しつつ事後評価を行ったなら、推定されたそのモデルは、同じ政策の他の時と場所での事前評価に威力を発揮する。たとえば、労働供給が税引き後賃金、資産、性別、年齢の線形関数として普遍的に定式化できたとする。ある母集団のデータからそのモデルの係数を正しく推定できれば、税率に対する労働供給の反応を正しく予想できる。別の母集団における賃金、資産、性別、年齢の分布のデータを利用すれば、その母集団においてある税率がもたらす平均的な労働供給が計算できる。

ただし、ここでいう「普遍性の高いモデル」とその「正しい推定方法」が実際に何かについては、意見はいささか分かれる。これは前述した非実験的データで人間行動のモデルを利用した構造的アプローチの例である。成功した場合は、社会実験の誘導形的な分析に比べると知見の一般化の可能性は高い。しかし技術的には複雑であり、計量経済学の知識がないかぎり、理解が難しい。

(4) 新しい政策の事前評価

第三の問題設定は「どの母集団においても実施されていない全く新しい政策の効果の予測」である。冒頭引用文の「未知な製品」の需要予測にあたる。過

去の実施データがないため、人間と社会をモデル化し、母集団に関する仮定のもとで試算を行うことになる。「答えが出っこないではないか」とはいわないにしても、信頼に足る予測が難しいのはたしかである。それゆえ、できればこの問題設定自体を、上述の第二の問題設定へと変形させる（外的妥当性を志向しつつ特区などで試行の事後評価を行う）のは一つの方法であろう。

（5）有効性を高める条件と日本の現状

以上の議論をまとめるならば、政策評価の有効性を高めるには、データの質を改善する、分析結果の過度の一般化は避ける、普遍性のある理論モデルを利用する、新規の政策の事前評価は「特区など局所的な事後評価とその一般化」へと問題を変換する、といった手段が考えられる。「事前評価の成功の鍵は、信頼しうる事後評価の延長線上にある」ともいえようか。

しかし、省庁のHPなどで日本における政策評価の現状を見回すと、「未知な製品」の需要予測のような、事後評価をふまえない事前評価が少なくない印象を受ける。事後的評価と称するものの多くは、単に参加人数や指標の時系列推移を確認しているだけである。そして「評価の評価」が少ない。すなわち、ある政策の事前評価がどれだけ妥当であったかは事後的に検証されないまま、別の政策の事前評価が生み出されていく。

第4節 データの整備体制

日本の政策当局による自己評価としての政策評価がいかに質量共に貧弱かは、各省庁の政策評価のHPを見れば明らかである。ここから、第三者による政策評価の必要性が推測できる。すると、次に問題となるのは、政府統計の整備と開示の体制である。研究者ならば誰しも、省庁が縦割りで調査を実施し、またマイクロデータを広く開示しないために、日本の政策評価が（アカデミズムのそれを含めて）質量共に不十分である現状を痛感している。OECDが毎年発行する「雇用アウトック（Employment Outlook）」における国際比較研究にも、日本はデータを提出していない場合が見受けられる。

この現状を改善するには、政策当局のみならず外部の研究者（外国人も含め

て)がコンスタントに低コストで政策評価を行いうるようデータ整備・開示体制を整えることが有効だと思われる。実際、先進諸国中もっとも政策評価の盛んな米国では、政府ないし研究機関が収集したマイクロデータが広く公開されているため、米国内外の研究者が活発な研究と議論を重ねている。日本においても、金融政策の効果などマクロ経済政策については、外国人を含めた多くの実証研究者が盛んに議論しているが、それはマクロ経済統計が誰にでもアクセス可能であることが大きな理由であろう。

米国においても、研究者の間ではまだデータの整備体制が不十分であるとみなされている。前述したとおり、長期的な費用便益分析において実際の追跡調査期間がわずか数年間であり、将来については根拠に乏しい外挿が行われる結果、純便益の割引現在価値計算が信頼性に欠けるといった問題があった。これはパネルデータ(同一の対象を継続的に観察し記録したデータ)の一層の拡充が必要であることを示唆している。また、政策評価は(とくに社会実験の場合)しばしばサンプルサイズが小さいため、統計分析の推定結果は信頼性に欠ける。マイクロ計量経済学、とくに政策評価への貢献に対して2000年にノーベル経済学賞を受けたHeckmanは、いかに洗練された計量経済学的手法でも良質のデータに優るものはないと述べ、研究者がデータ収集体制の改善に一層の関心と努力を払うべきだとしている(Heckman *et al.*(1999))²。

近年の日本ではマイクロデータの分析が増えているが、調査予算を獲得した研究者・研究機関が単発で特定のテーマに関して調査を実施し分析するケースが多い。この方法は多様な研究テーマの探求を可能とする長所がある。調査設計を工夫することで、各テーマに必要な情報を効率的に収集できる。一方で、調査設計・実施の知見が蓄積されない、しばしばデータが第三者には閲覧・利用不可能である、といった欠点がある。また、一般に大規模調査や長期間の追跡調査の実施は難しい。

したがって、政府組織が持続的に統計を整備し開示する意義は大きい。また、全国組織であるがゆえの圧倒的なスケール・メリットも活用すべきである。

研究者と行政との協働作業として注目すべき最近の動きは、一橋大学経済研

12 Moffitt and Ver Ploeg (2001) の第5章は米国のデータ整備体制の問題を論じ、第6章は望ましい体制を提言している。

研究所附属社会科学統計情報研究センターのプロジェクトである¹³。同センターは、総務省統計局統計調査部の依頼に応じて、秘匿処理済の政府統計のミクロデータを学術研究のために提供するシステムを試行的に構築・運営している。2006年11月時点では、「全国消費実態調査」、「就業構造基本調査」、「社会生活基本調査」、「住宅・土地統計調査」が複数年度分整備され、利用申請を受け付けている。

なお、米国とスウェーデン、デンマークでは、税や社会保険の個票データの利用（およびその労働統計とのマッチング）の試みも進んでいる。その種の行政データの大きな利点は、収入や就業状態の推移について比較的に精確なデータが得られること、通常のパネルデータ分析におけるサンプル脱落という深刻な問題が生じないこと、サンプル・サイズが大きいこと、などである¹⁴。

第5節 政策評価の具体例

本節はまず、1990年代に各国が開始した積極的雇用政策とそのインパクトを要約する。次に、米国の学者による人的資本蓄積政策をめぐる論争を紹介する。最後に、近年発展しつつある職業紹介機関の定量的政策評価に触れる。

1 OECD雇用戦略の再評価

*Employment Outlook 2006*は、高就業率達成のための諸政策の評価のポイントとして3点を挙げている（p.48）。加盟国は、1994年の雇用戦略が提唱した方向で、その後改革を実行したか。改革は効果があったか。1994年以後、政策的な優先順位に変化があったか。

効果を評価する具体的方法は以下の通りである。第一に、加盟国における各指標の時系列推移の把握である。就業率や失業率の推移を確認する。

13 <http://rciss.ier.hit-u.ac.jp/>

14 内外のデータ整備体制に関する邦語文献には、松田・濱砂・森編著（2000、とくに1.1と5）、日本経済新聞経済教室欄にて2005年8月より連載された「日本の統計改革」、また日本で先駆的にパネルデータの設計に携わっている研究者による興味深い議論として吉川・永瀬・樋口・大竹（2006）がある。佐藤・佐藤（2006）は日本の労働研究で利用されるデータの特徴を展望し、内外のデータアーカイブの現状と課題を論じている。

第二に、マクロ的な政策効果の推定、とくに加盟国を単位としたパネルデータの回帰分析である（例：各雇用政策・制度が失業率や就業率に与える影響の分析）。結果の概要を紹介すると、まず雇用保護法制（employment protection legislation）は失業率に有意な影響を与えていない。しかし、雇用保護を強めると失業期間は長期化し、就業率は低下する。これはとくに若年者、女性、高齢者において顕著である。また、部分的な雇用保護法制の緩和（フルタイム労働者に終身雇用的慣行を残しつつ、有期契約雇用の導入の規制緩和を行うなど）を行うと、労働市場の二極化が進む（フランス、スペイン他）。なお、これに対してデンマークでは近年、失業者の活発な求職活動を必須条件として十分な所得支援と再就職支援サービスを提供する、いわゆる相互義務（mutual obligations）を強化する一方で、解雇規制を緩和するなどして労働市場の柔軟性を高めるといふ、政策間の補完性を重視した戦略をとっており、注目を集めている（flexibility + securityでflexicurityと呼ばれている）。

第三に、ミクロ的な政策効果の推定がある。すなわち、ある国のある施策の効果を回帰分析で推定するなどである（例：職業訓練プログラムが再就職後賃金に与える影響の推定）。米国での政策評価は、訓練プログラムの収入増への効果に関するものが中心で、実験的手法と非実験的手法の両方による評価がある。とくに1980年代に社会実験の民間評価機関による評価が発展したことは特徴的である。パネルデータの利用も盛んである。一方、欧州での政策評価では、社会保障行政の個票データが利用できるスウェーデンやデンマーク等以外では、米国のようなパネルデータではなく、ある時点において設計・実施された調査のデータが用いられることが多い。

米国の政策評価では収入、とくに年齢を問わず経済的に不利な立場にある人々のそれに関心があるのに対し、欧州では若年者の就業に焦点をあてたものが主流である。これは米国と欧州における労働市場の問題の差異に対応している。職業訓練が収入や雇用に与える効果については、対象者の年齢によって効果が異なる点などをめぐって、必ずしも学界でも定型的な事実が確立されているとはいえない（ただし、成人女性にはしばしばプラスの効果が見いだされている）。一方、カウンセリング等の就職活動における支援プログラムについては、諸外国の施策に対する評価を見ると、雇用や賃金にプラスの効果が認めら

れ、費用の観点からも比較的に効率的であるという評価が多い（Cahuc and Zylberberg (2006)、OECD (2006b)を参照）。

なお、米国と欧州のいずれにおいても、積極的雇用政策の効果が存在する場合、それは賃金の上昇よりは就業の確率の上昇として現れている。したがって、政策の結果として年次・月次の収入が増加する理由は、賃金上昇ではなく、主に就業の（そしておそらく就業時間の）増大である。しかし、労働需給の賃金調整による均衡機能が比較的に低い欧州では、このとき雇用のクラウディング・アウトが発生している恐れがあることに注意が必要である。つまり、対象者の就業促進をもたらす政策の社会総体としての純便益は、過大評価されている可能性がある（Heckman *et al.* (1999, p.2080)）。

2 職業訓練と早期教育の効果をめぐる論争

ミクロデータが広く開示されている米国では、政策効果について常に論争が行われている。高名な労働経済学者二人の論争を紹介する（Heckman and Krueger (2000)）。Kruegerは、自然実験的な諸研究をふまえ、職業訓練に始まり最低賃金の引き上げまで、多様な政策の全体的拡充を主張している。

一方、構造的アプローチをとるHeckmanは、社会的費用便益分析の観点からすると、貧困家庭の児童への早期介入（少人数教育、親へのカウンセリングなど）がもっとも効率的な政策だとする。一般に生涯所得はスキル（人的資本）の水準によって大きく左右される。スキルの習得には認知能力（IQなどで推定）および非認知能力（意欲、計画性、基本的な社会性など）が必要であるが、その二つの能力は幼少時を過ぎると大きな改善は難しい。とくに、幼児期の家庭環境の差は、非認知能力の恒久的な差につながる。また、スキルの習得には段階的な性質がある（初等教育の内容にある程度積み上げの性質があるように、一定水準のスキルがあってはじめてより高い水準のスキルが習得できる）。そのため、幼少期の環境の差は、累積的なスキル蓄積の差をもたらすことによって、生涯所得の格差につながる。さらに、貧困層による犯罪が、司法や警察、また被害者の損害といった社会的コストを生む。これらの主張は、有名な社会実験であるPerry Preschool Projectにおける追跡調査の結果や、認知心理学の知見をふまえている。また、成年への職業訓練の社会的純便益が一般にゼロか

マイナスであるという多くの政策評価結果と表裏一体である。ここから、成年労働者にはむしろ直接的に雇用・賃金補助や職探し支援を行うべきであり、人的資本蓄積政策は低年齢層中心とするのが社会的に効率的な資源配分であるとの結論が導かれる。

結論の是非はさておき、査読付の学術論文誌上でのこのような自由な論争を通して、米国における政策評価が多角的かつ高い水準となっているという点が重要である。自由な論争を可能とする一つの重要な条件は、やはりマイクロデータへのアクセスであろう。

3 公共職業サービス：パフォーマンスの管理

欧州でも日本でも、職業安定行政は一種の目標管理制度（Management By Objectives, MBO）を導入している。一般的には、全国平均、各行政区分、各職安のそれぞれのレベルにおいて、前期の実績や経済状況などを勘案して就職率などの指標に達成目標を設定、実績データを随時収集管理して目標達成度を確認し、必要に応じて関係部局を指導する。しかし、従来の公共職安の目標管理制度は、目標設定方法が不透明であり一貫性に欠ける、と問題視されてきた。

近年、透明性を高めた業績評価と目標設定の試みが幾つかの先進国で進んでいる（OECD（2005a）、Grubb（2004））。いくつかの国の動向を簡単に紹介する。英国：特区を利用した社会実験が盛ん。欧州における社会実験の50%は英国によるものである。豪州：職業紹介をNPOや企業に委託。各紹介組織の業績は景気や利用者属性などの外的条件を調整した「調整成果指標」で評価される。評価結果は公表され、次回入札時に考慮される。しかし批判も多い（後述）。ニュージーランド：紹介と給付を一体化した。定量的評価も盛んである。デンマーク：給付と求職の相互義務を強化した。定量的評価はとくになされていない。オランダ：紹介業を民間委託した。定量的評価はとくになされていない。スイス：調整成果指標によって各職安を評価している。しかし批判も多い（後述）。米国：会計検査院による非定期的な職安の業績評価（調整成果指標にもとづく）がある。

この流れを受けて、OECD(2005a)は、職業紹介機関の一層システムティックな評価が重要だとして、以下のような業績管理の原則を挙げている。非効

率なサービスおよび提供者は組織的に改革されるべきである。職業サービスを外部委託した場合に、人工的な数字の操作（gaming）、雇用困難な者を別のサービス提供者に回そうとする行動（creaming）を防ぐ。失業手当給付資格の保護は政府が行う。全国的ローテーション等により全国組織という意識をもたせ、継続的にレビューすることで好事例をマニュアル化しガバナンスに貢献する。公共職業サービス管理者は、プログラム参加者を5年間は追跡すべきである。政策の効果は、ごく短期間の後に消失する場合もあれば、小さいながらも長期的に持続する場合もあろう。また、その効果の指標は、プログラムにより節約された給付額（ B ）、税率（ t ）とプログラム参加者の雇用収入（ W ）による「 $B + tW$ 」にもとづくことが望ましい。この指標は政府の財政バランス改善の観点からも有用である。このためにはパネルデータとともに税や社会保険の行政データとの連携が必要であろう。

以上の原則をふまえて評価を行うにあたっては、とくに、各職業訓練組織、各職安などの単位で成果指標を測定し比較する手法が必要となる。たとえば、同じ政策パッケージであっても、実施されるときには各担当組織間でその内容形式に様々な違いが生じるのが一般的である。それは個々の担当組織の置かれた状況に柔軟に対応した結果であるかもしれず、一概に否定できない。社会実験についてさえ、この現象が観察されている。Heckman *et al* (1999, p.2061)は、雇用政策に関する（名目上は）同一の社会実験が、実施地域ごとに大きく異なる効果をもった例を紹介している。したがって、各政策の全国的な平均的效果を把握するだけでなく、各実施組織の成果指標を比較し、さらにその差異の原因を特定することにも大きな意味がある。

その際に、各組織の置かれた外的条件の違いを無視して成果を比較するのは公平ではないことに注意すべきである。一般に、外的条件の違いを考慮しないままに成果水準の高低で各組織をランク付けすると、組織の成員の士気と生産性に悪影響を及ぼす可能性が高い。たとえば、厳しい外的環境のゆえに成果が振るわなかったにもかかわらず、低い評価を下された組織は、評価制度に対する不満を抱くであろう。他方、たまたま好条件に恵まれたために高い成果を得た組織が、高い評価を与えられると、根拠のない自己満足に陥りかねない。さらに、上記creamingを行政が監視するには限界がある。回帰分析などで景気や

利用者の属性などの外的条件の影響を調整したうえで、業績比較を行うべきである。

日本では、公的部門が管理目的で何らかの業績比較を実施している例はあっても、評価が公開される例は稀である。他方、近年、マスメディアが病院のランキングを作成し話題をよんでいる。また、高校の銘柄大学への進学実績が毎年報道されている。これらは一種の成果指標として需要されているものと解釈できるが、条件の違いを考慮せずに成果を比較しているために、情報としての価値は低い。

業績評価は近年、組織の成員のみならず、利用者にとっても重要になっている。すなわち、病院や学校や職業紹介組織の成果指標にもとづくランキングが公開され、利用者がその情報を参照して組織を選択する例が先進諸国では増えつつある。スイスと豪州では、回帰分析で調整した成果指標を用いて職業紹介業者を格付け、業務を指導している。豪州政府は職業紹介を全面的に民間委託するにあたって、各業者の成果を格付けし、利用者に公開し、次回入札時の参加条件に反映させるなどの試みを行っている(OECD (2005a))¹⁵。

ただし、この種の業績比較はおそらくOECDや豪州政府が主張しているほどには容易ではない。英国における学校評価研究では、以前から様々な問題点が指摘されており、参考になる。第一に、一元的な指標による比較評価は、他の次元の成果を軽視する行動を発生させやすい。これは、企業内の成果主義的人事評価の困難と同型の問題である。一般に、どの分野でも、さまざまな成果指標が考えられる。職業紹介の例では、就職率、充足率、賃金変化率、求職期間、就職後定着率、などである。またOECD(2005a)の提案に沿うならば、「節約された求職者手当額 + 再就職後賃金からの雇用保険料収入や税収」という指標もありうる。最適化問題は1種類の指標を必要とする(いわゆる「最大多数の最大幸福」は論理的に不可能である)。したがって、複数の指標、たとえば就職率と定着率を同時に利用したい場合は、加重平均その他の方法で、一つの総合指標へ変換するのが一つの方法である。とはいえ、複数の指標を一つの総合指標に変換すると、重要な情報が失われ、現場の行動に歪みが生じる場合もある。

15 行政学における初等的な手法の解説としてRubenstein *et al.* (2003)がある。

この種のありうべき歪みを排除するには、たとえばレーダーチャートの就職率と定着率それぞれの動きを同時に観察する必要がある。これを加重平均などによって一つの総合指標にまとめると、就職率の高さが定着率の低さを隠してしまい、総体としてはミスリーディングな指標となる可能性がある。政策目標にプライオリティをつけることは重要であるが、現場の行動に過剰な歪みが発生することを避けるために、業績評価の尺度は多元的であるべきであろう。学校評価において英国数など主要科目の共通テストの成績だけを評価指標とすれば、他の教科は軽視されることになる。イギリスにおける学校間比較の問題については、Myers and Goldstein (1997)、阿部 (2006) を参照。

調整成果指標の分析が、成果の水準が組織によって異なる理由を明らかにしたとしても、それは全体的な成果水準を効率的に改善する方法を直ちに教えるものではない。業績評価のシステムが、各組織の成員に対してどのような行動の誘因を提供するかが決定的に重要であり、その実証的検討が必要である。たとえば、短期間で常に成果を出すような圧力がある環境では、効果が現れるまでにかかなりの費用と時間がかかる根本的な組織改革は実行しにくいであろう。また、単純に、現場でデータ作成時に不正が行われる可能性もある。米国では、調整成果指標が導入された結果、病院が患者の入院時の病状を実際よりも深刻に記録する例が明らかになっている。Myers and Goldstein (1997)は教育における例を挙げている。イギリスで共通テストの成績の平均値によって学校のランキングを作成し公表した結果、多くの学校は平均点上昇に貢献すると思われる一部の生徒にのみ指導のエネルギーを注ぐようになった。また、成績の悪い生徒をリストから外す例さえあったという。

さらに、業績の組織間比較は、組織間の競争意識や切磋琢磨を促進する一方で、協力意識を阻害する可能性がある (Myers and Goldstein (1997))。他の組織に対してもっとも友好的で協力的であった組織が、業績評価に際してもっとも損をする事態が生じかねない。優れた事例についての相互情報提供や、緊急時の協力関係などが失われたり、足を引っ張り合う状況が生じるとすれば、社会総体として損失は大きい。これは「自由な競争」の限界を示す例としてゲーム理論で有名な「囚人のジレンマ」と同様の状況である。

また、調整成果指標による評価は相対評価である。調整成果指標による評価

では最下位の組織であっても、何らかの絶対評価の観点からすれば十分に立派な業績を残している可能性はある。最下位であることは、社会的に非効率で不要な組織であることを必ずしも意味しない（たとえば、社会的セーフティネットとしての役割を十分に果たしている可能性はある）。業績評価に技術的な問題がなくとも、不用意なラベリングは組織の成員の士気を損ねるリスクが高く、表現や情報公開には細心の注意が必要である（Myers and Goldstein（1997））。

第二に、アカウントビリティがきわめて重要である。豪州政府による職業紹介業者の格付けについては、その手法の詳細が不透明であることに対して、当初から各紹介組織や研究者から批判があがっている。その後政府は外部評価機関に監査を依頼し肯定的な評価を得たものの（Access Economics（2002））、いまだに研究者や紹介組織には十分な情報を開示していないようである。

第三に、規模が小さい（利用者が少ない）組織については、サンプルサイズが小さいため、推定結果の信頼性は低い。大規模組織に比べると、小規模組織の「効率性」は利用者の中の少数の外れ値によって大きく影響を受け、時系列でも変動がはげしい。すなわち、各組織の「効率性」の点推定値での順位付けは、しばしば無意味である（点推定値の95%信頼区間が、多くの組織で重なるため）。Goldstein and Spiegelhalter（1996）は英国の、Kane and Staiger（2002）は米国の学校間比較についてこの問題を分析している。

最後に、参考までに、英国の学校間比較の研究者が提案している「成果指標のための倫理規定」7箇条を紹介する（Myers and Goldstein（1997））。これは雇用政策分野における業績評価を考える上でも示唆に富むと思われる。

不当な損害（Unwarranted harm）：成果指標による評価の公表が当事者に不当な損害を与えないこと。 情報への権利（The right to information）：十分に正確な評価が実施された場合は、公表されるべきであること。 文脈の考慮（Contextualization）：各組織にとって外生的な要因が成果を左右していると思われる場合は、その要因の影響を調整すること。また、評価の公表にあたっては、外的要因の調整方法を明示すること。 不確実性の推定（Uncertainty estimation）：いかなる成果指標も、標本分散や分析手法に由来する統計的な不確実性を免れず、成果の水準は厳密には確定できない。信頼区間などで、不確実性の程度を示すべきである。 複数の指標（Multiple

indicators) : 複数の指標を採用すること。単一の(あるいは少数の)指標では、特定の局面だけが重視され、組織運営にゆがみが生じる可能性が高い。

Institutional response : 評価を実施した研究機関は、被評価者や第三者によるチェックや再評価を可能とするために、匿名化のうえでデータを開示すること。

説明責任(The responsibility of agencies publishing information) : 評価を実施した研究機関は、内容を普及する責任を負う。データ収集と分析の方法についても説明する。

第6節 結語：今後の課題

今後、わが国において実際に政策評価を実施する際には、そのような分析を可能ならしめるデータの確保が不可避となる。その際、ある時点におけるアンケート調査により実態を把握するといった方法だけでは十分な分析ができない。たとえば、個人ごとの求職活動歴、職業変動等がわかるようなパネルデータ等の確保が望まれる。とくに、効果が短期間しか持続しない政策はありうるし、逆に中長期的に見てはじめて効果が現れる政策もあろう。そのようなデータ整備とその開示に係る基盤づくりをいかに行うかが、我が国における喫緊の課題である。欧米の先例にならって、データの整備と開示が進めば、研究者同士の自由な論議が活発となり、質の低い政策研究は淘汰され、日本の政策評価は質・量ともに大きく発展するであろう。

また、英国、米国、豪州などにおける学校や病院、職業紹介機関の業績評価の現状からは、安易な組織間業績比較は現場の士気と生産性に有害であることがわかってきた。競争原理や業績評価を有意味なものとするには、豊かなデータの収集と、慎重で持続的な研究が必要である。