

均等法世代の男女格差

片 瀬 一 男

1. 男女雇用機会均等法施行からバブル崩壊へ

20世紀最後の四半世紀は、国際的な政治・政治経済情勢の変動のもとで、日本経済が低成長期に突入したことを背景として「ジェンダー秩序の再編成」が押しすすめられた時代であった、とされる（木村, 2002）。すなわち、日本では高度経済成長期に男性の被雇用労働化と女性の専業主婦化を推しすすめ、近代的な性別分業が本格的に成立した（橋本, 2010; 白波瀬, 2010）。その後、1975年の国際女性年、76年から85年までの「国連女性の10年」などの国際的な圧力の下、86年に男女雇用機会均等法が施行されたものの、同時期に年金制度における「第3号被保険者制度」が創設され（85年）、また従来の配偶者控除に加えて配偶者特別控除制度が成立し（87年）、「世帯単位」の年金・税制システムが強化された¹。その一方で、本格的な少子高齢化時代に向けて、「育児・介護休業法」が制定され（91年）、「エンゼルプラン」（94年）、「新エンゼルプラン」（99年）も策定された。さらに1999年には「男女共同参画基本法」が制定され、2000年代にいと少子化対策という観点から子育て支援が相次いで打ち出された（白波瀬, 2010: 129-135）²。

しかし、その一方で、日本の企業は、高度経済成長が終焉を迎えた1970年代半ばから正社員を限定する労務管理を強めてきたが（熊沢, 1997）、とくにその後の産業構造の転換、す

¹ 「第3号被保険者制度」とは、国民年金の加入者のうち、厚生年金や共済組合に加入している被保険者に扶養されている20歳以上60歳未満の配偶者（ただし、年収が130万円未満の者）を第3号被保険者とし、その保険料を配偶者が加入している厚生年金や共済組合に一括して負担させる制度をいう。また配偶者特別控除制度とは、配偶者に38万円を超える所得があるために配偶者の適用が受けられないときでも、配偶者の所得金額に応じて、一定の金額の所得控除が受けられる制度をいう。

² 白波瀬（2010）によれば、これらの「少子化」対策においても、女性の雇用条件の保障という点では不十分な面が多いという。たしかに2001年の育児・介護法の改正では育児休暇中の所得補償率が、25%から40%に引き上げられ、さらに健康保険法と国民年金法の改正で育児休業中の健康保険料や厚生年金保険料の本人負担は免除されるようになった。しかし、2006年に少子化対策会議で決定された「対策」は、少子化問題の当事者を子どもや家族に限定したうえに、本来、当事者の選択に委ねられるべき「望ましい家族」といった画一的な価値観が一方的に打ち出されているという。さらに、政権交代後の「子ども・子育てビジョン」（2010）では、「少子化対策」から「子ども・子育て支援」への転換はみられたものの、子育て支援は子どもの福利厚生が中心で、少子化対策の中心であった「働き方」や「ワークライフバランス」の視点は後退しているという（白波瀬, 2010: 131-135）。重要な点は「男女の働き方の違いは雇用政策、さらには男女共同参画の枠組みでの議論であり、子どもの貧困、教育格差は子どもの福祉の問題」（白波瀬, 2010: 135）であることだという。

なわち大量生産・消費を前提としたフォードシステムから、個別的なサービス需要への対応が経済活動の主流となるサービス経済へと移行するなかで、非正規雇用（パート・アルバイト・派遣労働・契約労働など）が増大した。男女雇用機会均等法と軌を一にして制定された労働者派遣法のもと、非正規雇用は多様化し、人件費の節約に加えて「一定期間における仕事の繁閑への対応」「景気変動に応じた雇用量の調整」「長い営業・操業時間への対応」などへの利便性から企業に選好されることになった（熊沢, 2006）。

そして、非正規化への流れは、バブル経済崩壊後の長期不況においてさらに加速する。実際、日本経営者団体連盟（日経連）は、1995年に発表した研究プロジェクト報告『新時代の「日本の経営」』において、「雇用ポートフォリオ」という考え方を提示し、本格的な従業員の選別方針を打ち出した。ここでは、従業員を①長期蓄積能力活用型、②高度専門能力活用型、③雇用柔軟型に分け、経営のコストパフォーマンスに配慮して、これらの雇用形態を組み合わせた人事戦略を展開することが推奨されている。このうち「長期蓄積能力活用型」は、従来の日本の経営の雇用慣行に従い、新規学卒採用で長期にわたって同一企業に勤務する従業員であり、「高度専門能力活用型」は高い専門技能をもった者を年俸制など一時的契約によって雇用するものであるのに対して、「雇用柔軟型」はあまり技能を要しない職務についてパート・アルバイトなど非正規で雇用することを意味している。こうした「雇用ポートフォリオ」という経営側の考え方は、1990年代後半以降の長期不況下で、中高年労働者のリストラとともに、若年労働市場における新規学卒正規社員の厳選採用と非正規雇用の拡大を先導していくことになる（小杉, 2001, 2005）。そして、実際、パート・アルバイト・派遣労働などの非正規雇用者は、バブル末期（1991年）の897万人から1,733万人（2011年）に増加し、全労働者の35.2%を占めるに至った³。

この間、男女雇用機会均等と同じく1985年に制定された労働者派遣法⁴は、バブル崩壊後、とりわけ1997年の金融危機以降、グローバルな経済競争の激化と新自由主義的な緩和政策のもと、対象業務を拡大していく（矢澤, 2009: 197-198）。当初では13業種だった派遣対象業務は、1986年には16業種へ、96年には26業種に拡大したのち、99年には対象業務を原則自由化した上に、2004年には最後まで派遣を認めていなかった製造業への派遣が解禁となった。これも当初は派遣の上限が1年であったが、07年には製造業派遣の制限期間は3

³ 「労働力調査（詳細集計）平成23年速報」（<http://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/nen/dt/pdf/youyaku.pdf>）による。なお、ここには岩手・宮城・福島の被災3県は含まれていない。

⁴ 正式名称は「労働者派遣事業の適正な運営の及び派遣労働者の就業条件の整備等に関する法律」で、派遣労働者の保護を主たる目的としていた。ここで派遣労働は、「自己の雇用する労働者を、当該雇用関係の下に、かつ、他人の指揮命令を受けて、当該他人のために労働に従事させることをいい、当該他人に対し当該労働者を当該他人に雇用させることを約してするものを含まないもの」（同法条21）とされていた。

年に延長された。この間、2000年には紹介予定派遣も解禁となったほか、1998年には、労働基準法の改正によって、有期雇用契約の上限規制が緩和された⁵（朝倉ほか、2006）。こうして、労働法制においても非正規雇用の拡大を積極的に容認する規制緩和が進行したのである。しかも、男性は製造業関連の常用型派遣が多いのに対して、女性では保育・看護・介護領域における登録型派遣が大多数で、派遣労働でも男性に比べ女性は低賃金待遇となっている（矢澤、2009：199）。

バブル経済崩壊後は、女性の雇用労働の流動化・非正規化が加速されただけでなく、男性労働者については労働時間によって、女性労働については雇用量によって雇用調整がなされる流れが定着した（守仁、2001）。すなわち、男性正規労働者は「機能的フレキシビリティ」と「生活態度としての能力」が求められるようになった（熊沢、1997）⁶一方で、女性労働者は雇用調整のためのバッファとなった（熊沢、2000）のである。こうしたなかで、人々の性別役割意識も、1985年には規範的な要素をもっていたが、95年にはその規範性を失い、「女性の就業を積極的に推し進める動因となるような性別役割意識の性質は弱まって」きた、とされる（尾嶋、2000：234）。

こうした状況を踏まえ、次節では男女雇用機会均等法の施行後に入職した男女コーホートに着目し、いわゆる「均等法世代」の職業世界におけるジェンダー関係がどのようなものであったかを検討する。具体的には、均等法以前の世代と対比しつつ、その初職および初期キャリア形成期における労働条件と社会意識における性差について、2005年SSM調査によって跡付けることで、いわゆる「均等法世代」の職業世界と意識がどのようなものであったかを検討する。

2. 均等法世代の教育・職業における男女格差

教育達成における男女格差

まず、このコーホートの教育達成における男女間の差異をみておこう。尾嶋（2002）は戦

⁵ その後、2012年には、労働者派遣法の正式名は「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の就業条件の整備等に関する法律」から「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の保護等に関する法律」に改正され、法律の目的にも、派遣労働者の保護のための法律であることが明記された

（http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/koyou/haken-shoukai/kaisei/#sect01）。

⁶ ここでいう「機能的フレキシビリティ」とは、「職務割り当てと配置の変動に応じて柔軟で弾力的に働くことのできる能力」（熊沢、1997：46）を意味する。そうして、こうしたフレキシブルな労働に対応できるように、私生活・家庭生活よりも仕事・残業を優先する志向が「生活態度としての能力」と呼ばれる。こうした「機能的フレキシビリティ」に「生活態度としての能力」を接続していくことは、1970年代の低成長期から90年代初頭の日本的経営の人事管理の中核的要素となったという（熊沢、1997：34-59）。

後の教育拡大を4期にわけている。男女の進学率の差に注目して再説すると、第Ⅰ期（高等教育進学年が1954-64年）は、大学・短大進学率が緩やかな上昇を続けたものの、男女間の格差が比較のみられた時期にあたる。第Ⅱ期（同1965-79年）は、「団塊の世代」を中心に急激に進学率が高まり、この時期の終わりには、高等教育進学率も男子で4割、女子で3割を超えたが。しかし、この時期における女子の高等教育進学率の上昇を支えたのは、大学進学よりも短大進学であり、「短大=女子向き進路」というジェンダー・トラックが確立した時期でもあった。他方、第Ⅲ期（同1980-89年）は、高等教育進学率はとくに男子で停滞もしくは低下していたが、女子では緩やかに上昇傾向を示した。最後の第Ⅳ期（同1990年以降）は、臨時定員増や大学・学部の新設により、大学の収容定員が急増し、とくに1995年までは女子の高等教育進学率が高まった。この女子の高学歴化をリードしたのは第Ⅱ期とは異なり、短期大学進学から四年制大学への進学へのシフトであったとされる。この進学先のシフトにより、「短大=女子向き進路」というジェンダー・トラックは解体に向かった。ただし、進学する学部注目すると、依然として人文科学系、看護・保育系学部が「女子向き」学部となっていた。

この進学局面に位置づけるなら、均等法以降に入職したコーホート（1964-73年出生コーホート）が高等教育進学期を迎えた1982年から91年は、第Ⅲ期（高等教育進学年1979-89年）とはほぼ重なる。この時期は、高等教育の抑制政策や専修学校制度の導入を背景に、男子では大学・短大進学率は漸減していたのに対して、女子では緩やかな上昇傾向を示し、短大も含めると男女の高等教育へ進学率が拮抗する時代となった。

2005年SSM調査データからコーホート別に⁷みると（表1）、男女とも新しいコーホートほど高等学歴（高専・短大・大学）をもつ者が増えているが、その増加の程度は男性よりも女性で急激である。第Ⅰコーホートから第Ⅴコーホートにかけ、高等教育経験者は、男性では18.9%から39.3%と20ポイントほど増えたが、女性では5.1%から44%と40ポイント近くと男性の2倍程度、増加している。このため、最後の第Ⅴコーホートでは、高等教育を経験した者の率が逆転し、女性が男性を5ポイントほど上回るに至っている。ただし、ただし、4年制大学進学率（大学院も含む）に限ると、男性の36.5%に対して、女性は18.2%であり、まだ「短大=女子向きコース」というジェンダー・トラック（中西, 1998）が見られた。またB票から学部の構成をみても、女性は文学部と人文学部で26.4%、教育学部が11.3%と多くなっていた（男性は1位が工学部で23.7%、次いで経済学部の17.3%、法学部

⁷ ここでは、出生コーホートを以下の5つに分ける。すなわち、第Ⅰコーホート：1934-43年出生、第Ⅱコーホート：1944-53年出生、第Ⅲコーホート：1954-63出生年、第Ⅳコーホート：1964-73出生年、第Ⅴコーホート：1974-83出生年である。

表 1. 性別・コホート別にみた学歴

%

性別	出生コホート	SSM 学歴 3 段階			合計
		初等学歴	中等学歴	高等学歴	
男性	第 I コホート (1934-43 出生)	34.3	46.8	18.9	100.0
	第 II コホート (1944-53 出生)	22.7	51.2	26.2	100.0
	第 III コホート (1954-63 出生)	5.8	51.5	42.7	100.0
	第 IV コホート (1964-73 出生)	5.8	55.3	38.8	100.0
	第 V コホート (1974-83 出生)	5.0	55.8	39.3	100.0
	全 体	16.4	51.6	32.0	100.0
女性	第 I コホート (1934-43 出生)	44.7	50.2	5.1	100.0
	第 II コホート (1944-53 出生)	21.3	66.2	12.6	100.0
	第 III コホート (1954-63 出生)	5.9	65.7	28.4	100.0
	第 IV コホート (1964-73 出生)	1.9	62.2	35.9	100.0
	第 V コホート (1974-83 出生)	3.1	52.8	44.0	100.0
	全 体	17.2	60.2	22.6	100.0

表 2. 均等法コホート別の初職

%

性別	コホート	初職					合計
		専門	大企業 ホワイト	中小企業 ホワイト	大企業 ブルー	中小企業 ブルー	
男性	均等法以前	18.9	20.6	17.5	13.3	29.7	100.0
	均等法以降	10.8	20.4	15.2	16.7	36.8	100.0
	全 体	15.2	20.5	16.4	14.9	33.0	100.0
女性	均等法以前	24.1	25.8	32.0	6.0	12.1	100.0
	均等法以降	11.1	21.2	33.3	10.0	24.5	100.0
	全 体	18.2	23.7	32.6	7.8	17.7	100.0

11.9% の順であった)。その意味では、この世代では、まだ高等教育にもジェンダー・トラックは健在であったと言える。

初職達成における男女格差

そこで、以下では第 I コホートから第 III コホートを「均等法以前コホート」、第 IV、第 V コホートを「均等法以降コホート」として分析する。まず初職（ただし被雇用に限る）をみると（表 2）、この均等法以降のコホートの男女では、均等法以前のコホートと比べて、専門職への入職が少なくなっている。すなわち、このコホートの専門職に入職できたのは、男性で 10.8%、女性では 11.1% で、均等法以前の男性（18.9%）、女性（24.1%）をいずれも下回っている。このコホートは大卒就職時期がバブル崩壊期を挟んでいるうえ

に、専門職への入職に必要な高等教育進学の上昇局面（尾嶋, 2002）にもあり、学歴インフレの影響を被り、専門職への入職が困難だったコーホートにもあたる（片瀬, 2011）。

また、均等法以前と以降のコーホートでは、男子では大企業ホワイトカラーの入職比率にほとんど差はないが、女性では4ポイントほど低下している。中小企業ホワイトカラーへの入職には男女ともコーホートによる違いはないが、大企業および中小企業ブルーカラーに関しては、男女とも均等法以降のコーホートで増えており、ここにもバブル崩壊の影響が垣間見られる。とくに女性では、中小企業ブルーカラーへの入職が倍増しており、男性よりも女性において就職状況が厳しかったことがわかる。

現職達成における男女格差

同様のことは、表3に示した現職についてもいえる。まず専門職の者が男女とも均等法以前のコーホートに比べ、均等法以降のコーホートでは減少しているが、減少幅は男性（6.7ポイント）よりも女性（12.3ポイント）で倍近く大きい。同様のことは大企業ホワイトカラーについてもいえる。逆に女性では均等法以降コーホートでは、大企業ブルーカラーが6ポイント、中小企業ブルーカラーに至っては、20ポイント近く増加し、バブル経済の崩壊は均等法以降に入職した女性の現職に厳しい影響を及ぼしている。

ここで初職・現職について、2つのコーホートにおける従業上の地位（正規と非正規）の男女差についてみておこう。表4によれば、初職・現職ともどちらのコーホートでも女性において非正規が多いことには変わりがない。コーホートの違いに目を転ずると、初職では男女とも均等法以降の方が若干、正規が多いが、現職においてはむしろ男性で正規の減少率が6ポイントほど高く（女性の正規減少率は2.5ポイント）、非正規化は均等法以降の男性において進行していることになる。

表3. 均等法コーホート別の現職

性別	コーホート	現職					合計
		専門	大企業 ホワイト	中小企業 ホワイト	大企業 ブルー	中小企業 ブルー	
男性	均等法以前	21.3	25.3	15.3	9.9	28.1	100.0
	均等法以降	14.6	22.2	17.2	8.4	37.6	100.0
	全体	19.1	24.3	16.0	9.4	31.3	100.0
女性	均等法以前	29.1	18.3	28.0	4.3	20.3	100.0
	均等法以降	16.8	7.5	23.8	10.7	41.3	100.0
	全体	24.9	14.7	26.6	6.5	27.3	100.0

均等法世代の男女格差

表 4. 男女別・均等法コーホート別にみた従業上の地位：初職と現職

性別	コーホート	従業上の地位：初職		従業上の地位：現職	
		正規	非正規	正規	非正規
男性	均等法以前	91.2	8.8	94.4	5.6
	均等法以降	94.5	5.5	80.2	19.8
女性	均等法以前	84.7	15.3	60.3	39.7
	均等法以降	88.2	11.8	57.8	42.2

表 5. 男女別・均等法コーホート別にみた性別役割意識：賛成比率

		男性は外、 女性は家庭	男女は異なった 育て方	家事・育児は 女性むき
均等法以前	男性	40.7	45.8	63.6
	女性	23.8	29.8	46.3
均等法以降	男性	45.0	43.5	75.2
	女性	30.3	36.4	59.4

性別役割意識の男女差・世代差

次に性別役割意識の世代差・性差について検討しておこう。

2005年のSSM調査では、「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」、「男の子と女の子は違った育て方をすべきである」、「家事や育児には、男性よりも女性がむいている」の3項目で性別役割意識を訊いているが、それぞれの項目への賛成率（「そう思う」「どちらかと言えばそう思う」の合計）を示すと表5のようになる。これによると、コーホートを問わず、どの性別役割分業についても、女性よりも男性で賛成率が高い点には変わりはないが、子細にみると項目別に微妙な差異や変動がみられる。まず「男性は外、女性は家庭」は男女とも均等法以降のコーホートで賛成率が上がった。また、「男女は異なった育て方」については男性ではほぼ横ばいと言ってよいが、女性では7ポイント近く賛成率が増えている。他方、「家事・育児は女性むき」意識では、男女とも大幅に上昇し、均等法以降世代では男性で75%、女性でも60%近くが賛成するようになっており、いわゆる「男女特性論」にもとづく性別役割意識は、この世代では多数を占めるに至っている。

3. 中間財的社会的資源としての仕事の裁量性におけるジェンダー関係

中間財的社会的資源としての仕事の裁量性

こうした均等法世代の男女格差は、性別分業意識も含めて、学歴インフレや長期不況下の

労働市場の流動化（非正規雇用や離転職の増大など）の影響もあり、錯綜した様相を呈している。そこで、労働における複雑なジェンダー関係を整序するために、以下では村尾（2003）のいう「中間財的社会的資源」としての仕事の裁量性・自律性（あるいは「仕事における事柄決定力」）に注目したい。まずここでいう「中間財的社会的資源」とは、主として労働市場で配分される賃金などの「最終財的社会的資源」に対して、そうした最終財的資源の獲得過程に「原材料として投入される財」を意味する（村尾，2003：23）。これには2つのものがあり、1つは労働市場参入前から保有され（つまり労働市場外ですでに配分され）、労働力の質を規定する中間財（学歴や出身階層など）である。これは労働市場においては「労働生産性の初期値」あるは「インプットとしての個人の労働力の質」とみなすことができる。これに対して、もう1つの中間財的資源とは「個人と職のマッチングという労働市場過程を通じ配分され、その配分結果により労働力の質を変化・差異化させる」中間財（村尾，2003：23）のことである。この中間財には、仕事に対する統制力や長期安定雇用や昇進の見通しを与える教育訓練・研修、それによって獲得される知識や技能のほか、就業意欲や職業継続意欲を高める労働の「内的報酬」⁸などが含まれる（図1参照）。

村尾（2003）は、この「中間財的資源」の配分におけるジェンダー不平等に着目することで、新古典派の「差別の経済学」の前提、すなわち個人の労働生産性と結びついた合理的な理由で説明できない「残差」のみを「賃金差別」とする前提を批判的に検討し、「現代日本の労働市場での社会的資源配分過程における男女間の不平等の存在」について、1995年SSM調査データを用いて実証的に検討を行っている。というのも、男女雇用機会均等法の施行以降、男女が形式的には平等に扱われるようになったために、女性の低い地位（たとえば賃金の低さ）の原因を、女性たち自身の選択や労働生産性の低さに求める新古典派の主張が説得力を増しているからである。そこで村尾（2003）は、新古典派の「差別の経済学」が軽視してきた中間財的資源の配分の不平等を問題にすることで、「結果の平等」論や「同一価値労働同一報酬」論の問題提起を実証的に検討しようとしたのである。その際、村尾（2003）が労働市場において配分される中間財でもとくに注目するのが「仕事における事柄決定力」である。この「仕事における事柄決定力」とは、「他者との社会関係のなかで、ある事柄について自ら決定を行う能力」（村尾，2003：98）と定義されるが、先行研究でも、こうした高度で幅広い権限をもつ仕事は、より複雑で専門性を備え、より高く支払われるべき仕事と考えられてきたという点で、賃金という最終財的資源の配分過程にもっとも影響力をもつ

⁸ ここでいう「内的報酬」とは労働者が労働過程そのものから獲得する報酬（たとえば仕事の複雑さ、自立性の程度、監督権限の度合い）であり、これが高ければ労働意欲や職業継続意欲が高まるとされる一方、こうした労働の内的報酬にはジェンダー差が大きく、このことが女性の労働継続を困難にしているとの指摘（Tomaskovic-Devy, 1993；合場，1998a, b）がある。

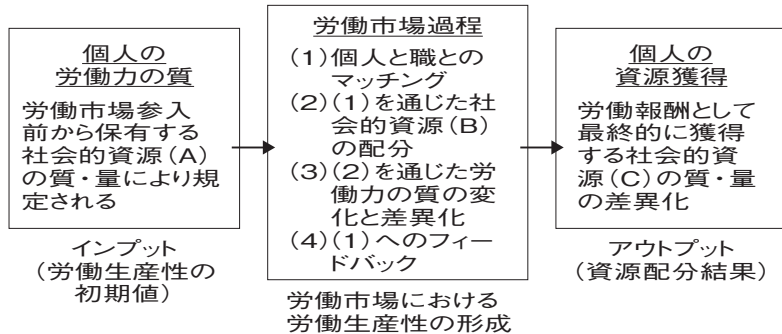


図1. 労働市場における社会的資源分配 出典：村尾（2003：23）

中間財的資源であると考えられるからである。

こうした中間財的資源の不平等な配分、とりわけ「仕事の場における事柄決定力」における「垂直的性別職域分離」が生成されるメカニズムとして、村尾（2003：85-86）は、マーフィ（Murphy, 1982, 1988=1994）の「収益権力」の概念を参照しながら、「同じ職域にいる人々が「男性」「女性」と差異化されることが、社会的資源をめぐる性別秩序の生成・維持に深く関わっている」こと、具体的には中間財的資源の配分において、男性は「異性」である女性が同じ職域に多く存在することによって相対的利益を得るのに対して、女性は男性の存在によって不利益を被るというメカニズムに注目する。これは、個人に帰属される「性別としてのジェンダー」というより、職場構成における「関係としてのジェンダー」（村尾, 2003, 2010）が、労働市場における中間財的資源の配分における性別格差を生むという視点である。そして、職業女性比率をモデルに組み込むことで、男性労働者の「仕事の場における事柄決定力」が職場における女性の存在によって増大するか検討を行っている。

1995年SSM調査データを用いた分析の結果、村尾（1998, 2003）は、「仕事の場における事柄決定力」⁹は性別・勤続年数によって影響される役職の有無に大きく規定されることを明らかにした。つまり、男性であるほど勤続年数が長く、男性であることと勤続年数が長いことが役職につきやすくし、その結果、事柄決定力が増大するのである。その一方で、職業女性比率の高いことも男性の事柄決定力を増大させていた。このことは、職場に「他者として女性が存在すること」から、男性労働者が中間財的資源の配分状況において相対的に利益を

⁹ ここで村尾（1998, 2000, 2003）は、「仕事の場における事柄決定力」を以下の3つの項目から指標化している。すなわち、① 自律性：自分の仕事のやり方に関して自分自身で決定できること（1995年SSM調査A票の質問文では「自分の仕事の内容やペースをほとんど自分で決めたり変えたりできる」）、② 監督権限：部下の仕事のやり方に関して決定できること（同じく「部下の仕事のやり方をほとんど私が決めている」）、③ 意思決定権限：帰属する組織に関わる事柄を決定できること（同じく「自分は、職場全体の仕事のやり方や編成を変えたり決めたりするのに発言権がある」「事業内容の企画や決定の一部分またはそれ以上について、自分の意思を反映することができる」）。

引き出していることを意味する。つまり、男性の場合、同じ職業についている女性が多いほど、仕事に関する権限が増大し、より複雑で専門性が高く、上位の仕事を行うようになるという形で、職場構成における「関係性としてのジェンダー」によって「垂直的職域分離」が生じているのである。

他方、「仕事の間における事柄決定力」にもっとも大きな影響を及ぼしていた役職の有無に関しては、常雇被雇用者全体とした分析では職業女性比率の影響は認められなかったが、初職が大企業・中小企業ホワイトカラーであったり、40歳までに企業間異動経験のなかった男性たちの場合、同じ職業についている女性比率が高いほど、役職を獲得する機会に恵まれていた(村尾, 2000, 2003)。このことから(村尾, 2003: 163)は、「他者の性別という個人属性でも職の性質でもない要素が(一部の)男性の資源配分過程を規定しており、資源配分結果における男性優位という帰結に貢献している」として、職場における「垂直的性別職域分離」にもとづく「不当な格差」が存在する、と結論づけるのである。

ただし、この村尾(2003)の分析については、概念や分析技法についていくつか問題点が指摘されているだけでなく(平田, 2003: 橋本, 2003)、「職場」を十分に扱っていないとの批判(小杉, 2004)もなされている。実際、村尾(2003)は「職場」—しばしば「所属している最小の職場の単位(課または係, チーム)」と定義される(合場, 1998a: 131)の性別構成を扱うとしながらも、実際の分析では1995年の国勢調査から職業小分類ごとに男女別被雇用者数を算出し、それをSSM調査の職業分類(95年版)と対応づけることで、各職業の女性比率として用いている。これは職業別の女性比率であって、厳密には職場の性別構成を反映するものとは言いがたい。これは、1995年SSM調査には職場の女性比率を測定する項目がなかったからである。これに対して、2005年SSM調査にはこうした職場における被雇用者の女性比率を問う設問が用意されている¹⁰。また2005年SSM調査では、留置A票B票ともに、村尾(2003)のいう「仕事の間における事柄決定力」のうち「自律性」と「意思決定権限」のほか、合場(1998a, b)がやはり職場の性別構成との関連で注目した仕事の「内的報酬」(仕事による能力の発揮と経験の活用)や「昇進見通し」に関する設問が用意されている。この仕事の「内的報酬」もまた、労働意欲や職業継続意欲を高めるものであるが、こうした労働の内的報酬にはジェンダー差が大きく、このことが女性の労働継続を困難にしているとの指摘がなされている(合場, 1998a, b)。さらに昇進の見通しもまた、労働意欲や職業継続意欲を高めることが予想される。そこで以下では、①仕事の「自律性」と「意思

¹⁰ 具体的には、留置A票の間15(1)および留置B問17で「あなたの職場の、女性従業員の割合はどれくらいでしょうか」と尋ね、「0~1割くらい」、「2~4割くらい」、「5割くらい」、「6~8割くらい」、「9~10割くらい」の5段階で回答を求めている。

決定権限」からなる仕事の「裁量性」、② 仕事による「能力の発揮」と「経験の活用」からなる仕事の「内的報酬」および ③ 昇進見通しに着目し、これらの中間財的資源が労働市場でどのように配分されているのか、またそれに性別間格差があるのか、またあるとしたならそれはどのような要因に規定されるのか検討していく。また、こうした中間財的資源の配分に注目することがとくに均等法施行以降の世代の隠された性差別の解明に有効かどうかを検討するために、先と同様、コーホートを均等法以前・以降にわけたうえで分析を行う。

ここで検討する仮説は、基本的に村尾（2003：21-32）と同じである。すなわち、先にあげた3つの「中間財的資源」（「仕事の裁量度」、「内的報酬」、「昇進見通し」）に関して、① 人的資本（学歴）が影響を与えているという「人的資本仮説」、② 職業が影響を与えているという「職業仮説」、③ 企業規模が大きいほど意思決定の権限が上位者に集中するので、規模が大きいほど裁量度や内的報酬なども低下するという「企業分化仮説」、④ 正規雇用者・役職者といった企業内の地位が影響するという「組織内地位仮説」、⑤ 職場における女性比率の高さが男性への中間財的資源配分量を増大させるという「関係としてのジェンダー仮説」である。

また、これらの中間財的資源配分によって影響をうける最終財的資源として、村尾（2003）は賃金（個人所得）に注目しているが、本稿では職業満足度という意識と職業性ストレスといった職業報酬の質的側面に注目する。ここでストレスに注目するのは、バブル崩壊後の若年層では、絞り込まれた正社員において長期労働が恒常化し（片瀬, 2010）、それによって若年労働者のディストレスが高まっている（片瀬, 2008）からである。

仕事の裁量性・内的報酬・昇進見通しの性差

2005年SSM調査で、裁量性にあたりと考えられる設問は、面接票の「自分の仕事の内容やペースを自分で決めることができる」、「職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映させることができる」、また内的報酬としては「自分の能力が発揮できる」、「自分の経験を生かせる」という項目である。また、昇進見通しは、留置A票の「現在の職場で、将来あなたが今より上の地位に昇進する見通しはどの程度ありますか」という質問によって測定した¹¹。表6には、そのスコアをコーホート別・男女別に示した。

¹¹ 裁量性と内的報酬は、「かなりあてはまる」から「あてはまらない」の4段階（「わからない」は欠損値とした）、昇進見通しは「かなりある」から「ない」の5段階（「今より上の地位はない」「わからない」は欠損値とした）で開いているので、それをもとにスコア化した。この設問のうち「自分の仕事の内容やペースを自分で決めることができる」は、長松（2008）が「仕事の自律性」として、労働時間を説明するのに使っている。またこの項目は、片瀬（1998）では、仕事のコントロールの低位尺度の1つともなっているほか、杉野（2011）は、本稿でもちいた裁量度の2項目を「仕事の自己裁量」としてワークライフバランスの多様性や格差を説明している。

表 6. 均等法コーホート別・男女別にみた裁量性・内的報酬・昇進見込み：t 検定

	均等法コーホート	性 別	平均値	標準偏差
裁量度	均等法以前	男性	5.64	1.706
		女性	5.31	1.682
		t 値	4.057 ***	
	均等法以降	男性	6.22	1.774
		女性	5.64	1.838
		t 値	5.147 ***	
内的報酬	均等法以前	男性	6.22	1.426
		女性	5.87	1.540
		t 値	4.981 ***	
	均等法以降	男性	6.74	1.494
		女性	6.26	1.619
		t 値	4.951 ***	
昇進見込み	均等法以前	男性	2.89	1.345
		女性	1.98	1.137
		t 値	10.521 ***	
	均等法以降	男性	1.52	0.925
		女性	1.26	0.682
		t 値	3.524 ***	

注) *** : $p < 0.001$

まず、仕事の裁量度についてコーホート別に男女の差異をみていくと、いずれのコーホートでも有意な性差がみられ、男性の方が裁量度が大きい。またこの性差は均等法以降のコーホートでわずかだが拡大している。次に、内的報酬についてみると、ここでも性差はあり男性が優位に立っているが、均等法以降では男女とも内的報酬が大きくなっている。これに対して昇進見込みは、均等法以降のコーホートで男女とも低下しているものの、性差は縮小している。このことからみると、男女雇用機会均等法は、昇進見込みに関しては男女格差を縮小させたという点では、職場における男女の処遇を均等化するという本来の目的を果たしているかのように見える。しかし、この昇進機会にしても、均等法以降のコーホートの男女間でも依然として格差があり、男性が優位であることには変わりがない。また、均等法以前の入職コーホートでは、昇進見込みのない女性が労働市場から退出しているか、もしくは非正規という昇進見込みの少ない雇用形態で再参入したため、見かけ上、コーホート間で性差が縮小しているというセレクション・バイアスがある可能性も十分考えられる。さらに裁量度と内的報酬に関しては両者の差異は保持されたままである。この点で、均等法がもたらした効果は限定的なものにとどまっているといえよう。

仕事裁量度の規定因の異同

次に、「仕事の場における事柄決定力」を構成する3つの要素である「仕事裁量度」、「内的報酬」および「昇進見込み」の規定因をみていく。ここでは、村尾（2003）の分析モデルも参照にしながら、以下の方法で分析を進める。まず「仕事の場における事柄決定力」の3つの要素を従属変数とし、性別（女性を基準とした男性ダミー）、均等法コーホート（均等法以前コーホートを基準としたダミー変数）を統制したうえで、① 人的資本の形成にかかわる教育年数、② 仕事の性質に関わる職業（ブルーカラーを基準とするダミー変数）、③ 企業分化仮説に対応した企業規模（これは企業分化の程度を示し、規模が大きいと分化も大きいとされる）、④ 組織内地位に関わる雇用形態（正規・非正規、非正規を基準とするダミー変数）と役職の有無（なしを基準）さらに⑤ 職場の女性比率（これは「関係としてのジェンダー」を意味する）を順次入れて、媒介メカニズムを明らかにする。最後に⑥ これらの要因が及ぼす効果に性別・コーホートによる交互作用があるか検討する。

表7aは、まず上記①から③までの分析を裁量度を従属変数として行った結果を示している。まずモデルI-1では投入した5つの変数のうち、教育年数を除く4つの変数が有意な効果をもち、まず男性であるほど、均等法以前のコーホートであるほど、仕事の裁量度は大きくなる。しかし、教育年数の影響が有意でないことからみて、人的資本があるほど裁量度は大きいとは言えず、「人的資本仮説」は成り立たないといえる。また職業（基準はブルーカラー）も有意な正の効果をもち、専門職やホワイトカラーであることも、仕事の裁量の度合いを大きくしている点で、「職業仮説」は成り立つ。

他方、モデルI-2で企業規模を入れると有意な負の効果をもち、「企業分化仮説」の想定どおり、組織が大きいほど、権力が上位者に集中するので従業員の裁量度や決定力が低下するという仮説も成立した。その一方で教育年数の効果が有意となるが、これは規模が大きいほど内部労働市場が発達し、教育年数が人的資本として評価され、裁量度が上がると解釈するのが妥当であろう。モデルI-3ではさらに正規ダミーを追加投入したところ、これも有意な正の効果をもち、正規雇用の者は非正規雇用の者に比べて、仕事の裁量度が大きいことが分かる。また男性の効果は有意ではあるものの、その効果の大きさは大幅に減少していることから、男性であるほど正規雇用が多く、これによって男性が仕事の裁量度を高めていることがわかる。さらにモデルI-4では、正規ダミーに替えて役職ダミーを入れたが、これもまったく大きな有意な正の効果をもち、男性の効果がさらに減少する。ここからは、男性であるほど役職者が多く、これによって仕事の裁量度が大きくなっていることがわかる。そして、役職があるほど裁量度は大きいことから、村尾（2003）のいう「組織内地位仮説」が成立する。

しかし、最後にモデルI-5で職場の女性比率を入れたが有意な効果をもたず、少な

くとも仕事の裁量度に関しては、女性比率は仕事の裁量度を低下させる要因とはなっていない、といえる。村尾（2003）は、職業ごとの女性比率から、個人の労働生産性を統制しても、裁量度を始めとする中間財的資源に仕事の性別構成が影響を与えるとしていたが、職場の性別構成（女性比率）に注目する限り、仕事の裁量度に及ぼす影響は検出することができなかった。

次にこれらの要因が仕事の裁量度に及ぼす影響に性差があるか検討してみるために、性別との交互作用をいれた分析を行った（表7b モデルI-6）。性別（男性）との交互作用項が有意になったのは、企業規模だけであった。符号の向きからみて、男性ほど企業規模が大きくなるほど裁量度が低下すること、逆にいえば女性の場合、企業規模が小さいほど裁量度が上昇していることが推測される。これに対して、教育年数といった人的資本にかかわる要因、雇用形態（正規・非正規）や役職有無といった組織内地位に関する要因に加えて、職場における女性比率という「関係としてのジェンダー」も、モデルI-5までで検討した要因が仕事の裁量度に及ぼす影響には関係していなかった。

最後に、これらの要因が裁量度に及ぼす性差にコーホートによる違いをみるために、モデルI-7ではさらに均等法コーホートの二次の効果を追加した分析をおこなった。その結果、有意になったのは雇用形態（正規ダミー）と男性の交互作用項と、役職と男性の交互作用項におけるコーホート間の差異であった。これも符号の方向から見て、正規雇用については、均等法以降に入職したコーホートにおいて、女性に比べ男性において正規雇用であることが裁量度を高める効果が強くなっていると言える。これに対して、役職と性別の結びつきに対するコーホートの交互作用は負となっているので、均等法以降の入職コーホートの方が役職と性別が結びついて裁量度を高める傾向は、有意に低下していると考えられる。

表7a. 裁量度の規定因：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル I-1	モデル I-2	モデル I-3	モデル I-4	モデル I-5
男性ダミー	0.132***	0.145***	0.081***	0.064**	0.008
均等法ダミー	-0.136***	-0.131***	-0.139***	-0.094***	-0.082***
本人教育年数	0.025	0.054*	0.060*	0.035	0.038
専門ダミー	0.130***	0.142***	0.135***	0.114***	0.115***
ホワイトダミー	0.100***	0.129***	0.160***	0.074**	0.102***
企業規模		-0.160***	-0.106***	-0.165***	-0.097***
正規ダミー			0.161***		0.090***
役職ダミー				0.219***	0.262***
女性比率					-0.025
調整済み R ²	0.047***	0.066***	0.090***	0.102***	0.138***

注) ***: $p < 0.001$ ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

表 7b. 裁量度の規定因：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル I-6	モデル I-7
男性ダミー	0.050	0.073
均等法ダミー	-0.064*	-0.064*
教育年数	0.037	0.037
専門ダミー	0.138***	0.138***
ホワイトダミー	0.148***	0.148***
企業規模	-0.036	-0.036
正規ダミー	0.073**	0.073**
役職ダミー	0.250***	0.250***
女性比率	-0.058	-0.058
均等法ダミー×男性ダミー	-0.035	-0.078
教育年数×男性ダミー	0.017	0.038
専門ダミー×男性ダミー	-0.027	-0.039
ホワイトダミー×男性ダミー	-0.065	-0.077
企業規模×男性ダミー	-0.091*	-0.095*
正規ダミー×男性ダミー	0.034	-0.040
役職ダミー×男性ダミー	0.020	0.079
女性比率×男性ダミー	0.043	0.026
教育年数×男性ダミー×コーホートダミー		-0.097
専門ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.017
ホワイトダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.013
企業規模×男性ダミー×コーホートダミー		0.003
正規ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.179*
役職ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		-0.082**
女性比率×男性ダミー×コーホートダミー		0.028
調整済み R ²	0.141***	0.143***

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

内的報酬の規定因の異同

次に、内的報酬すなわち仕事による「能力の発揮」と「経験の活用」がどのような要因に規定されているかみてみよう。ここでも裁量度の規定メカニズムと同じ手順で分析を行い、その結果を表 8a, b に示した。まず表 8a のモデル II-1 によれば、裁量度と同様、内的報酬は男性であるほど、均等法以前のコーホートであるほど高くなる。また、裁量度と同じく、教育年数は仕事から得られる内的報酬を高める効果をもっていないので、ここでも「人的資本仮説」は成り立たない。また専門職であることが内的報酬をもっとも高めているが、裁量度とは異なり、ブルーカラーに比べてホワイトカラーで内的報酬が高くなる傾向はみられなかった。次にモデル II-2 で企業規模を入れるとこれが有意な負の効果を示すので、企業規模が大きくなるほど内的報酬は低下することが分かる。他方、「組織内地位仮説」を確認するため、モデル II-3 で正規雇用、II-4 で役職のダミー変数を追加投入すると、どちらも有意

表 8a. 内的報酬の規定因：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル II-1	モデル II-2	モデル II-3	モデル II-4	モデル II-5
男性ダミー	0.149***	0.165***	0.108***	0.123***	0.069**
均等法ダミー	-0.143***	-0.132***	-0.142***	-0.114***	-0.113***
本人教育年数	-0.033	-0.010	-0.009	-0.020	-0.020
専門ダミー	0.214***	0.233***	0.247***	0.218***	0.236***
ホワイトダミー	-0.025	0.003	0.047	-0.026	0.018
企業規模		-0.120***	-0.088***	-0.123***	-0.084***
正規ダミー			0.113***		0.077**
役職ダミー				0.114***	0.135***
女性比率					-0.002
調整済み R ²	0.088***	0.097***	0.093***	0.101***	0.105***

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

表 8b. 内的報酬の規定因：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル II-6	モデル II-7
男性ダミー	0.194	0.321*
均等法ダミー	-0.142***	-0.142***
教育年数	-0.009	-0.009
専門ダミー	0.355***	0.355***
ホワイトダミー	0.093*	0.093*
企業規模	-0.016	-0.016
正規ダミー	0.064*	0.064*
役職ダミー	0.116*	0.116*
女性比率	-0.004	-0.004
均等法ダミー×男性ダミー	0.032	-0.328*
教育年数×男性ダミー	0.028	-0.061
専門ダミー×男性ダミー	-0.166***	-0.192***
ホワイトダミー×男性ダミー	-0.098*	-0.131**
企業規模×男性ダミー	-0.105**	-0.095*
正規ダミー×男性ダミー	-0.021	-0.101
役職ダミー×男性ダミー	0.040	0.115*
女性比率×男性ダミー	0.002	-0.015
教育年数×男性ダミー×コーホートダミー		0.219
専門ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.029
ホワイトダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.038
企業規模×男性ダミー×コーホートダミー		-0.022
正規ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.201*
役職ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		-0.096**
女性比率×男性ダミー×コーホートダミー		0.026
調整済み R ²	0.117***	0.121***

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

な正の効果を示し、正規雇用であるほど、役職に就いているほど、仕事における能力発揮という報酬を得ていることがわかる。またとくに正規ダミーを入れた場合に、男性ダミーの効果は依然として有意であるものの、その効果は大幅に減少しているので、男性の内的報酬の高さの一部は正規雇用が多いことによるものと考えられる。最後にモデル II-5 で女性比率を入れたが、この変数は裁量度の場合と同様、内的報酬にも有意な効果をもたらしていない。

次に、先と同様、これらの変数が内的報酬に及ぼす影響に性別やコーホートによる差異があるかを、交互作用項をみながら検討していこう。まず性別との交互作用項をいれた表 8b のモデル II-6 からみていくと、専門職とホワイトカラー、企業規模のダミー変数と男性ダミー変数の交互作用が有意となった。符号の向きからみて、いずれも女性に比べ男性は専門職であること、ホワイトカラーであること、規模の大きな企業にいることによって、内的報酬を低下させていることになる。逆に言うと、女性は専門職またはホワイトカラーであること、大きな企業に勤めることによって、男性以上に能力を発揮・活用して、仕事から内的報酬を得ていることになる。最後にモデル II-7 によって、こうした性別と仕事・企業の条件の交互作用にコーホートによる差異がみられるか検討しておこう。このモデル II-7 からみると、正規雇用と男性ダミー、役職ダミーと男性ダミーの二次の交互作用において、コーホートによる有意な差異がみられる。このうち正規雇用・男性であることとコーホートの交互作用は正の値なので、均等法以前の入職コーホートに比べ、均等法以降のコーホートの場合、正規雇用であるほど男性であることが内的報酬を高めている。これに対して、役職にあることと男性であることとコーホートの交互作用は負の値なので、均等法以前のコーホートの方が役職についているほど男性であることが内的報酬を向上させていることになる。

昇進見込み・役職の規定因の異同

最後に、これまでと同様の手順で昇進見込みを規定するメカニズムを検討していく。まず表 9a のモデル III-1 をみると、昇進見込みには男性であること、教育年数が長いことは、昇進見込みに有意な正の影響を与えている。教育年数が長いことが、昇進見込みに有意な正の影響を与えている点では、村尾（2003）のいう「労働生産性の初期値」としての学歴は、人的資本として昇進見込みに効果をもつことになる。さらに裁量度、内的報酬とは逆に、均等法世代ダミーは正の効果なので、均等法以降のコーホートの方が昇進見込みは高くなっている。次に職業の効果を表す専門職・ホワイトカラーダミーも有意な正の効果を有し、基準となったブルーカラーに比べ、これらの職業の昇進見込みが高くなっている。次にモデル III-2 で企業規模を投入すると正の効果を示し、企業規模が大きいほど昇進見込みが高いという効果がみられた。他方、モデル III-3 で正規ダミー、モデル III-4 で役職ダミーを入れると、

表 9a. 昇進見込みの規定因：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル III-1	モデル III-2	モデル III-3	モデル III-4	モデル III-5
男性ダミー	0.273***	0.258***	0.206***	0.207***	0.180***
均等法ダミー	0.339***	0.344***	0.318***	0.370***	0.339***
本人教育年数	0.140***	0.126***	0.132***	0.117***	0.127***
専門ダミー	0.132***	0.117***	0.079*	0.101**	0.072*
ホワイトダミー	0.111***	0.096**	0.067*	0.062*	0.047
企業規模		0.078**	0.071**	0.079**	0.076**
正規ダミー			0.175***		0.150***
役職ダミー				0.132***	0.094**
女性比率					-0.001
調整済み R ²	0.250***	0.251***	0.279***	0.264***	0.284

注) ***: $p < 0.001$ ** : $p < 0.01$ * : $p < 0.05$

どちらも正の効果を持ち、正規職であるほど、役職があるほど、昇進見込みは高くなるという組織内地位仮説に適合的な結果が得られた。また裁量度・内的報酬と同様、正規ダミーや役職ダミーを入れることで、男性ダミーの効果が減じていることから、男性ほど昇進しやすい効果の一部は、正規雇用や役職者の多さに媒介されていることが示唆される。最後にモデル III-5 で女性比率を投入したが、この変数は昇進見込みに有意な効果をもっていなかった。昇進見込みでも、職場内の女性比率は直接的には昇進見込みを低下させるものではなかった。

次にこれまで同様、交互作用項の検討からこれらの変数が昇進見込みに及ぼす影響の性差をみていこう。まず男性ダミーとの交互作用を投入したモデル III-6 で有意になったのは均等法コーホートと男性ダミーの交互作用のみである。値が正であるから、均等法以降のコーホートであるほど男性の昇進見込みが高いと解釈することができる。この点からみる限り、男女雇用機会均等法は、その施行以降の世代では前の世代に比べて、女性よりも男性の昇進見込みの向上に貢献していることになる。他方、モデル III-7 より、昇進見込みに対する性別の効果におけるコーホート間の異同をみると、いずれの二次の交互作用も有意ではなく、均等法以前と以降の入職コーホートにおいて、性別と教育年数、職業や従業上の地位との関連が昇進見込みに及ぼす効果に差異はみられない。とくに女性比率はいずれの変数とも交互作用が有意にならなかった。つまり、昇進見込みに関しては、「関係としてのジェンダー」は主効果もければ、性別との交互作用効果も、また他の変数と性別との結びつきに対しても有意な効果をもたないことになる。

では、実際の昇進に対しても、職場の女性比率は影響を及ぼしていないのだろうか。以下では役職の有無（ダミー変数）を従属変数として二項ロジスティック回帰分析を行った。その結果は、表 9c に示した。まずモデル IV-1 からみて、男性であるほど、均等法以前のコーホー

均等法世代の男女格差

表 9b. 昇進見込みの規定因：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル III-6	モデル III-7
男性ダミー	-0.233	-0.197
均等法ダミー	0.227***	0.227***
教育年数	0.064	0.064
専門ダミー	0.116*	0.116*
ホワイトダミー	0.065	0.065
企業規模	0.047	0.047
正規ダミー	0.115**	0.115**
役職ダミー	0.069	0.069
女性比率	0.026	0.026
均等法ダミー×男性ダミー	0.171***	0.064
教育年数×男性ダミー	0.241	0.213
専門ダミー×男性ダミー	-0.033	-0.056
ホワイトダミー×男性ダミー	0.012	0.001
企業規模×男性ダミー	0.037	0.051
正規ダミー×男性ダミー	0.131	0.107
役職ダミー×男性ダミー	0.020	0.043
女性比率×男性ダミー	-0.028	-0.026
教育年数×男性ダミー×コーホートダミー		0.080
専門ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.030
ホワイトダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.011
企業規模×男性ダミー×コーホートダミー		-0.026
正規ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		0.055
役職ダミー×男性ダミー×コーホートダミー		-0.028
女性比率×男性ダミー×コーホートダミー		-0.004
調整済み R ²	0.298***	0.294***

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

表 9c. 役職有無の規定因：二項ロジスティック回帰分析（偏回帰係数と Exp (B)）

	モデル IV-1		モデル IV-2		モデル IV-3		モデル IV-4	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
男性ダミー	2.112***	8.261	2.127***	8.387	2.145***	8.539	2.145***	8.540
均等法コーホートダミー	-0.906***	0.404	-0.936***	0.392	-0.936***	0.392	-0.932***	0.394
教育年数	0.079**	1.082	0.068**	1.071	0.068**	1.071	0.068**	1.071
専門ダミー	0.873***	2.394	0.902***	2.466	0.902***	2.466	0.902***	2.465
ホワイトダミー	1.435***	4.198	1.430***	4.180	1.431***	4.184	1.431***	4.184
企業規模	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000
女性比率			-0.091***	0.913	-0.078	0.925	-0.078	0.925
女性比率×男性ダミー					-0.016	0.984	-0.015	0.985
女性比率×男性ダミー×均等法コーホートダミー							-0.006	0.994
定数	-3.808***	0.022	-3.549***	0.029	-3.563***	0.028	-3.564***	0.028
-2 対数尤度	2634.757		2608.351		2608.242		2608.224	
Cox & Snell R ²	0.225		0.232		0.232		0.232	
Nagelkerke R ²	0.320		0.330		0.330		0.330	

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

トに属しているほど、教育年数が長いほど、また専門職・ホワイトカラーであるほど、現在、役職にある傾向にある。そのなかでも、男性であることとホワイトカラーであることの影響は大きい。これに対して、企業規模は役職の有無に有意な影響を及ぼしていない。他方、モデル IV-2 で職場の女性比率を投入すると、これが有意な負の効果をもち、女性比率の高い職場にいることは役職に就くうえで不利をもたらしている。つまり、「関係としてのジェンダー」を意味する職場の女性比率は、これまで検討してきた裁量度や内的報酬、昇進見込みという労働者の自己評価にはいずれも影響していなかったが、実際の役職への昇進には有意な効果をもっている。そして、村尾（2003）が指摘したように、職場における女性従業員の多さは、実際の昇進（役職に就くこと）の妨げとなっていたのである。そこで次に、この女性比率が役職の有無に及ぼす影響に男女差があるか確かめるために、モデル IV-3 では女性比率と男性ダミーとの交互作用項を入れたが、有意にはならなかった。したがって、女性比率の多い職場にいることは、性別にかかわらず、役職への到達を妨げている。さらに、モデル IV-4 では、女性比率・男性ダミーと均等法コーホートダミー変数の二次の交互作用項も追加投入したが、これも有意にはならなかった。このことからみて、男女雇用機会均等法以降に入職したコーホートにおいても、それ以前の入職コーホートと同様、女性の多い職場にいることが昇進に不利に働いているとみることができる。職場の女性比率の多さは、入職時期や性別にかかわらず、役職獲得においては障壁となっていると言えよう。

4. 中間的資源における格差の帰結

仕事満足度への影響

最後に、これまで検討してきた裁量度、内的報酬や昇進見込みといった中間的資源が役職昇進だけでなく、均等法以降に入職した若年・壮年層の現在の職業生活にどんな影響を及ぼしているのか、またそこに性差やコーホートによる差異があるか検討してみよう。ここでは、これらの中間的資源の帰結すなわち最終的な「資源配分結果」（図1参照）としては、仕事満足度と職業性ストレスを扱う。ここでストレスをとりあげるのは、職業性ストレスに対しては、仕事における努力と報酬の不均衡（Siegrist, 1996）とともに、とくに仕事の要求度とコントロール（裁量度）から定義されるストレイン（Karasek, 1979；Karasek and Theorell, 1990）がストレスを高めていることが、2005年SSM調査のデータ分析（片瀬, 2008：2011b）から明らかになっているからである¹²。

¹² 「仕事の要求度-コントロール・モデル」にもとづいて、職業性ストレスにおける性差を検討する試みは、高橋（2006）によってされている。高橋（2006）は、「仕事の要求度とコントロール（裁量

そこで、以下ではまず仕事満足度に対する中間的資源の影響をみていこう。仕事における自分の裁量度が高かったり、自分の能力を発揮できるという内的報酬があったり、昇進の見込みがあることは、当然、仕事満足度を高めるものと予想される。しかし、ここで問題になるのは、こうした中間的資源が仕事満足度を高める度合いに性別による格差があるか、もしあるならそうした格差がどのようにつくられるのか、という点である。またそうした中間的資源の影響における性差に、均等法以前と以後のコーホートに差異がみられるかという点もまた重要である。

そこで、まず表 10a は、裁量度が仕事満足度に与える影響をみたものである。モデル V-1 からみると、性別と均等法コーホートが仕事満足度に負の効果をもっており、男性であるほど、また均等法以前の入職コーホートであるほど、仕事内容に対する満足度が低下している。また職業ではブルーカラーに比べて、専門職やホワイトカラーであることが仕事満足度を高めていた。これに対して、教育年数という人的資本に関わる要素は満足度に関連していなかった。次にモデル V-2 で正規ダミーを、またモデル V-3 で役職ダミーを投入したところ、正規雇用であることは仕事満足度に有意な影響を与えていなかったが、役職についていることは満足度を有意に増大させていた。これに対して、モデル V-4 で裁量度を投入するとこれが大きな正の効果をもち、仕事における裁量度があるほど仕事に対する満足度が大きく上

表 10a. 仕事満足度の規定因：裁量度による重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル V-1	モデル V-2	モデル V-3	モデル V-4	モデル V-5	モデル V-6
男性ダミー	-0.061**	-0.082***	-0.090***	-0.096***	-0.182**	-0.185**
均等法ダミー	-0.058**	-0.080***	-0.050**	-0.043*	-0.042*	-0.050
本人教育年数	0.038	0.033	0.032	0.022	0.020	0.020
専門ダミー	0.120***	0.110***	0.107***	0.071**	0.073**	0.073**
ホワイトダミー	0.120***	0.130***	0.100***	0.091***	0.092***	0.093***
正規ダミー		0.026		-0.020	-0.018	-0.018
役職ダミー			0.059**	-0.025	-0.029	-0.029
裁量度				0.312***	0.281***	0.280***
裁量度×男性ダミー					0.101	0.097
裁量度×男性ダミー×コーホートダミー						0.012
調整済み R ²	0.028***	0.031***	0.122***	0.117***	0.117***	0.117***

度)」に加えて人的資源管理度も考慮しながら、首都圏にある企業の正規従業員の職業性ストレス（ストレイン、職務満足度、抑うつ傾向も含む）における規定因の性差を検討した。その結果、女性従業員のストレインを低下させるには、① 組織レベルでは公平な人事考課制度の導入、自己申告制度など本人のキャリア志向を重視した配置・異動の実現、② 職場レベルでは管理職による能力・キャリア開発を重視した人的資源管理がストレインを低減させ、職務満足度を高める可能性が示唆された。ただし、この調査は無作為抽出によらない小規模サンプル（N=226）による分析であるので、知見の一般化するには問題がある（高橋，2006：91-92）。

がることがわかる。また、逆にモデルV-3に比べ、役職の効果が有意でなくなくなり、専門職であることの効果は依然として有意ではあるものの、大幅に減じている。このことから、これらの効果は仕事の裁量度を媒介としたものであると言える。つまり、役職についているほど、専門職であるほど、仕事の裁量度が高く、その結果、仕事満足度が高くなっていたと推測できる。これに対して、モデルV-5では裁量度と男性ダミーの交互作用項をいれたが、交互作用は有意になっていない。このことから、女性に比べ男性であるほど裁量度が仕事内容に関する満足度を上げる傾向はみられなかった。最後に、モデルV-5では裁量度・性別とコーホートの交互作用項を入れたが、有意となっていない。このことから仕事の裁量度から満足度を引き出す効果の性差には、コーホートによる違いはみられなかった。

これに対して、仕事による能力の発揮・活用からなる内的報酬が仕事満足度を規定するパターンには性差がみられた(表10b)。まずモデルV-7によると、内的報酬は仕事満足度に大きな影響をもっている。次に、モデルV-8に目を転じると、内的報酬と男性ダミーの交互作用項が有意な正の値を示していることが分かる。ここからは、女性に比べて男性ほど内的報酬によって、仕事満足度を向上させていることが示唆される。ただし、この性差には、モデルV-9においてコーホートを加えた二次の交互作用項が有意でないことから分かるように、男女雇用機会均等法以前と以後に入職したコーホートによる差異はみられなかった。

他方、昇進見込みは表10cのモデルV-10に示したように、仕事満足度に対して有意な影響を及ぼしていない。ところが、モデルV-11で昇進見込みと男性ダミーの交互作用項をいれると、これが有意な正の効果を持ち、男性ほど昇進見込みによって仕事満足度を高めていることがわかる。ただし、先の内的報酬と同様、モデルV-12で投入した二次の交互作用項

表10b. 仕事満足度の規定因：内的報酬による重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデルV-7	モデルV-8	モデルV-9
男性ダミー	-0.116***	-0.371***	-0.376***
均等法ダミー	-0.020	-0.022	-0.032
本人教育年数	0.038	0.036	0.035
専門ダミー	0.020	0.029	0.030
ホワイトダミー	0.118***	0.121***	0.122***
正規ダミー	-0.026	-0.020	-0.020
役職ダミー	0.002	-0.004	-0.004
内的報酬	0.411***	0.341***	0.339***
内的報酬×男性ダミー		0.282**	0.279**
内的報酬×男性ダミー×コーホートダミー			0.016
調整済みR ²	0.183***	0.187***	0.187***

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

表 10c. 仕事満足度の規定因：昇進見込みによる重回帰分析（標準化偏回帰係数）

	モデル V-10	モデル V-11	モデル V-12
男性ダミー	-0.099**	-0.207**	-0.204**
均等法ダミー	-0.081*	-0.081*	-0.089*
本人教育年数	-0.011	-0.016	-0.016
専門ダミー	0.111**	0.119**	0.119**
ホワイタダミー	0.122**	0.127**	0.128**
役職ダミー	0.041	0.048	0.048
正規ダミー	0.063	0.060	0.061
昇進見込み	0.040	-0.060	-0.057
昇進見込み×男性ダミー		0.176*	0.161
昇進見込み×男性ダミー×コーホートダミー			0.017
調整済み R ²	0.031***	0.034***	0.034***

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

は有意ではなかったことから、昇進見込みが仕事満足度に及ぼす影響の性差には、コーホートによる有意な差異はみいだすことはできなかった。

職業性ストレスへの影響

次に、職業性ストレスの有無に対する裁量度と内的報酬の影響についてみておこう。とくに今回の裁量度の項目は、カラセクラ（Karasek, 1979: Karasek and Theorell, 1990）の「仕事の要求度-コントロール・モデル」¹³の仕事のコントロールと一部、重なっていることから、裁量度の大きさはストレスを緩和させることが予想させる。

そこで、職業性ストレスの有無を従属変数とした二項ロジスティック回帰を行った。その結果は表 11a に示した。まずモデル VI-1 からみて、男性であることは有意に職業性ストレスを発生させる方向に働いていることがわかる。男性の職業性ストレスの高さは、2005年のSSM調査データの分析結果でも確認されている。それによると、男性ほど正規雇用が多く、正規雇用であると労働時間が長くなることで、仕事における努力と報酬の不均衡（Siegrist, 1996）を増大させ、ストレスを発生させるというメカニズムが分かっている（片瀬,

¹³ 「要求度-コントロール・モデル」(Karasek, 1979: Karasek and Theorell, 1990) によると、もともと職業性のストレスが発生しやすいのは、仕事の次元が高く、要求が複雑であるにもかかわらず、意思決定や自己裁量の余地の少ない「高ストレインの」仕事である、という。これはコーンら（Kohn and Slomczynski, 1990）の枠組みで言えば、「自己指令性」すなわち仕事の自律性の低い仕事の条件に当たる。実際、このモデルを用いた研究からは、仕事の要求が高く、コントロールや裁量度の高い条件では、ストレスが発生することは日本においても社会疫学的研究（堤, 2006）だけでなく、2005年のSSM調査（片瀬, 2008）でも確認されてきた。さらに首都圏における壮年層の調査からは、逆に要求度が高くてもコントロールの余地が大きな仕事の条件下では、ストレス対処資源としての首尾一貫感覚（Antonovsky, 1987=2001）が学習されることも指摘された（片瀬, 2012）。

表 11a. 職業性ストレスの規定因：裁量度による二項ロジスティック回帰分析（偏回帰係数と Exp (B)）

	モデル VI-1		モデル VI-2		モデル VI-3	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
男性ダミー	1.349***	3.855	0.940***	2.561	0.921***	2.512
均等法コーホートダミー	0.614***	1.848	0.606**	1.833	0.558**	1.746
教育年数	0.059	1.061	0.035	1.036	0.053	1.055
専門ダミー	0.966***	2.628	0.799**	2.224	0.761**	2.141
ホワイトダミー	0.457*	1.579	0.346	1.413	0.327	1.387
正規ダミー			0.450*	1.568	0.569**	1.767
役職ダミー			0.360	1.434	0.563*	1.757
裁量度					-0.206***	0.813
定数	-1.255*	0.285	-1.018	0.361	-0.214	0.807
-2 対数尤度	1028.789		866.519		866.519	
Cox & Snell R ²	0.120		0.113		0.126	
Nagelkerke R ²	0.168		0.159		0.179	

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

表 11a. 職業性ストレスの規定因：裁量度による二項ロジスティック回帰分析（偏回帰係数と Exp (B)） 続き

	モデル VI-4		モデル VI-5	
	B	Exp (B)	B	Exp (B)
男性ダミー	0.052	1.053	0.040	1.041
均等法コーホートダミー	0.569**	1.766	0.529*	1.697
教育年数	0.049	1.050	0.049	1.050
専門ダミー	0.784**	2.189	0.787**	2.198
ホワイトダミー	0.339	1.404	0.343	1.409
正規ダミー	0.617**	1.853	0.616**	1.851
役職ダミー	0.492*	1.636	0.495*	1.641
裁量度	-0.269***	0.764	-0.269***	0.764
裁量度×男性ダミー	0.160	1.173	0.155	1.168
裁量度×男性ダミー×均等法コーホートダミー			0.019	1.019
定数	0.133	1.143	0.150	1.162
-2 対数尤度	839.418		839.321	
Cox & Snell R ²	0.129		0.129	
Nagelkerke R ²	0.183		0.183	

注) ***: $p < 0.001$ **: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$

2011b)。また、コーホートの効果も有意であり、均等法以前のコーホートに比べ均等法以降のコーホートにおいてストレスが高くなっている。他方、職業では、ブルーカラーに比べて、専門職・ホワイトカラーであることもストレスを有意に発生させる傾向がみられる。次にモ

デル VI-2 で正規ゲームと役職ゲームを入れると、正規ゲームが有意な正の効果を示し、正規雇用であることは非正規に比べて、ストレスを増大させていた。これによって男性の効果は有意ではあるものの、その効果は大幅に減少することから、先に指摘したように男性ほど正規雇用が多くそれによって職業性ストレスが増大する媒介メカニズムが再確認できる。さらにモデル VI-3 で裁量度をいれると、これが負の効果をもち、仕事の裁量度は予想通り職業性ストレスをなくす傾向を示した。しかし、モデル VI-4 では裁量度と性別（男性ゲーム）、モデル VI-5 では裁量度・性別とコーホートの交互作用項をいれたが、いずれも有意な効果を示していない。このことから、裁量度がストレスを低減させる効果には性差がないこと、さらに裁量度が性別と結びついてストレスを低減させる効果にはコーホートによる違いもみられなかった。

以上の分析得結果を、職場構成における女性比率と企業・職業特性が中間財的資源や最終的な資源配分結果に及ぼす影響が、均等法前後のコーホートによってどのように異なるかを中心にまとめておこう。まず中間財的資源の1つである裁量度に関しては、均等法以前のコーホートに比べ、以降の入職コーホートで低くなっていた。これは、均等法以降の年少コーホートでは役職に就いている者が少ないため、裁量度が低くなっていることによるものと考えられた。また男性ほど裁量度が高かったが、その効果の一部は男性ほど正規雇用であったり、役職についていることに媒介されるものであった。そして、職場の女性比率は裁量度に有意な効果をもたなかった。

性別・コーホートによる差異をみると、正規雇用については、均等法以降に入職したコーホートにおいて、女性に比べ男性において正規雇用であることが裁量度を高める効果が強くなっていると言える。これに対して、役職に関しては、均等法以降の入職コーホートの方が役職と性別が結びついて裁量度を高める傾向は、有意に低下していると考えられる。また女性比率が裁量度に及ぼす影響については、性別による差異もなかった。つまり、男性が女性に比べて女性比率という「関係としてのジェンダー」によって中間的資源としての裁量度を有意に高めているという効果は検出できなかった。

同様に、内的報酬の場合も、女性の多い職場にいるほど、男性は仕事から内的報酬を得るという傾向はみられなかった。また裁量度と同様に、男性であることが内的報酬を高めていたが、その効果の一部はとくに男性における正規雇用の多さによるものであった。さらに、均等法以前のコーホートに比べ、均等法以降のコーホートほど、男性であるほどが正規雇用であることが内的報酬を高めていた。これに対して、均等法以降の入職コーホートの方が、男性の方が役職についていることが内的報酬を向上させる傾向が弱くなっていた。

最後に、昇進見込みに関しては、男性であること、教育年数が長いことは、有意な正の影

響を与えていた。また職業も有意な効果を有し、専門職・ホワイトカラーはブルーカラーに比べ昇進見込みが高くなっていった。そして、これまでと同じく、男性であるほど昇進見込みが高いのは、男性において正規雇用者や役職についている者が多いことによるものであった。しかし、昇進見込みでも、職場内の女性比率は直接的には昇進見込みを低下させるものではなかった。また、女性比率はいずれの変数とも交互作用が有意にならなかった。つまり、昇進見込みに関しては、「関係としてのジェンダー」は主効果もなければ、性別との交互作用有意な効果をもたないことになる。

したがって、職場構成（女性比率）が男性の収益権力を強める効果は、裁量権、内的報酬と昇進見込みのいずれについてもみられなかったことになる。けれども、役職への昇進については、職場の女性比率は有意な負の効果をもっていた。職場の女性比率という「関係としてのジェンダー」（村尾, 2003）は、裁量度や内的報酬、昇進見込みという自己評価には影響していなかったが、実際の役職への昇進には有意な負の効果をもっていた。実際に役職に昇進することに対して、職場における女性従業員の多さは妨げとなっていたのである。ただし、この女性比率が役職の有無に及ぼす影響に男女差はみられず、女性の多い職場にいることは、性別にかかわらず、役職への到達を妨げている。さらに、入職コーホートによる差異も検討したが、男女雇用機会均等法以降に入職したコーホートにおいても、それ以前の入職コーホートと同様、女性の多い職場にいることが昇進に不利に働いていた。職場における女性比率は、入職時期や性別にかかわらず、役職獲得においては障壁となっていると言えよう。これは、「職場の女性化」（村尾, 2010）の影響であるとも考えられる。職場の女性化とは、職場に女性が增えることによってその職場が周辺の位置づけを与えられ、昇進見込みを低下させたり、実際の役職獲得を困難にさせる現象を意味する。村尾（2003）は、1995年SSM調査データをもとに40歳時役職獲得に対する現職女性比率（ただし職場の女性ではなく95年時点での職業の女性構成比）の影響を分析した。その結果、男性および男女込みの分析で、いずれも女性比率の高い職業についていることで有意に役職獲得の確率が低くなることを明らかにした。今回の分析で実際の職場の女性比率を用いて分析したところ、職場の女性化は、昇進見込みなど主観的評価には関連しなかったが、実際の役職昇進の妨げとなり、しかもその影響には性差も入職時期による差異もみられなかったことになる。

最後に最終的に獲得される資源として、仕事満足度と職業性ストレスに注目し、上述の中間的資源の影響を検討した。その結果、仕事における裁量度が高いこと、仕事から得られる内的報酬が大きいことは、いずれも仕事満足度を高めていた。これに対して、昇進見込みのあることは仕事内容への満足度を高める効果をもっていなかった。次にこれらの要因が仕事満足度に及ぼす効果の性差をみると、内的報酬と昇進見込みに関して性差がみられ、男性は

ど仕事の内的報酬と昇進見込みが仕事満足度を高めていた。しかし、仕事の裁量度から満足度を引き出す効果には、性別やコーホートによる差異はみられなかった。

最後に、職業性ストレスに関しては、これにもっとも関連すると考えられた裁量度をとりあげ、その影響の仕方を検討したところ、裁量度がストレスを低減させる効果には性差がないこと、さらに裁量度が性別と結びついてストレスを低減させる効果にはコーホートによる違いもみられず、男女雇用機会均等法以降に入職したコーホートでも、裁量度がストレスを緩和する効果に性差をみいだすことはできなかった。以上のことからみて、男女雇用機会均等法の施行前後に入職したコーホートを比べて、職業や雇用形態、企業組織が男性の優位に結びつくパターンに大きな変化があったということはできない。

5. 男女雇用機会均等法の運命

男女雇用機会均等法の問題点

この男女雇用機会均等法は、その施行時期から問題点が指摘されてきた。深澤（2000：72）によれば、1985年に成立（施行は1986年）した同法は、その理念にも関わらず、「雇用と職業における女性差別が他のカテゴリーに対する差別と同様に基本的人権にかかわる反社会的行為であると明確に位置づけているとは結論できない内容」となっており、他の先進諸国に比べても著しく拘束力の弱いものとなっているという。とくに先進諸国で規定されていた性差別禁止法や実効性をもつ「積極的是正措置」（ポジティブ・アクション）が導入されておらず、企業側の裁量権の強い努力義務規定（募集・採用・配置・昇進）と、罰則規定を伴わない禁止規定（教育・訓練・厚生福利の一部、定年・退職・解雇）にとどまっていた。これに対して、1999年に改訂された男女雇用機会均等法では、企業の努力義務であった募集・採用・配置・昇進における差別を禁止規定にするなどの前進はみられたが、雇用における男女平等を実現する施策は、まだ国際的な水準にまで及んでいないという。その意味では、日本の男女雇用機会均等法は、まだ実効性を伴っていないと言えるだろう。

実際、厚生労働省が1992年、95年、98年度に行った「女性雇用管理基本調査」¹⁴の個票の分析をした武石（2006：49-53）によれば、「均等度」¹⁵の総合指標では1992年から95年

¹⁴ この調査は常用労働者30名以上の民間企業から7,000社を抽出して行われており、調査対象は個人ではなく企業である。この調査を選んだ理由として、武石（2006：49）は①女性の雇用管理について網羅的に調べられている、②募集・採用から配置・配置転換・教育訓練について同一項目で時系列比較ができる、③男女別の管理職数を職位ごとに把握していること、をあげている。

¹⁵ 「女性雇用管理基本調査」では、均等度に関して、募集・採用については7つの採用区分ごとに、配置に関しては7つの部門ごと、配置転換は4つの種類、教育訓練は3種類について、男女の均等度を把握している。そこで、武石（2006：75）は、これらの指標をもとに各区分ごとに均等度を評価し、分野ごとに当該区分で平均値を算出している。そして、その平均値の合計を男女均等度の総

にかけては横ばいであったが、98年には低下し、90年代後半に均等度は全体に低下している。分野別にみると、95年から98年度に均等度が上がったのは「募集」のみで、「採用」では90年代をつうじて均等度が低下し、「教育訓練」と「配置転換」は95年から98年にかけて低下している。ただし、こうした動きは企業の属性によっても異なり、均等度はどの年度でも大企業で高かったが、95年から98年にかけては1,000人未満の規模の企業では低下し、とくに99人未満の小規模の企業で不均等が高まり、企業規模による格差が拡大している。産業別では、いずれも女性比率が高く、女性の能力開発を必要とした金融・保険業、卸売・小売業、飲食店、サービス業、不動産業といった第三次産業では均等度がおしなべて高くなっていた。これに対して、鉱業、電気・ガス・熱供給・水道業・建設業では一貫して均等度が低かった。しかも、95年から98年にかけて、一部の産業をのぞき、ほとんどの産業で低下がみられた。90年代後半は、バブル経済の崩壊によって厳しい経営状況にあった中小企業を中心に、均等法以降すすんできた女性の能力活用の機運が低下した時期であった。したがって、「男女均等な雇用管理の定着は、企業の遵法意識に支えられたという以上に、雇用失業情勢の影響を受けやすく、景気感応度が高い」（武石、2006：52）といえるだろう。国際的な圧力のもと、バブル期に成立・施行された男女雇用機会均等法は、この点で、バブル崩壊の影響を受け、足踏みもしくは後退を余儀なくされた法律であったと言えるのかもしれない。実際、バブル崩壊後の1990年代半ばから、新規学卒者の募集・採用から賃金・昇進における男女差別はむしろ深化するとともに、大企業中心に導入されたコース別人事制度が実質的に全従業員を能力別にふるい分ける制度として「悪用」されたケースも報告されている（久米、1995）。

他方、男女雇用機会均等法は雇用管理面での対応であったが、実際の女性たちの就労行動をみると、企業への正規雇用としての定着率が高まらないという問題もある。その背後には結婚退職制度・慣行の存在など、職場への定着を妨げる企業内の制度や慣行があるとされている（大沢、1993；脇坂、1993）¹⁶。そこで、武石（2006：56-61）は、前述の「女性雇用

合指標としている。

¹⁶ 大沢（1993：117-128）によれば、慢性的な人で不足を抱えた中小企業では、結婚後も女性に就労継続することを期待する傾向があるのに対して、内部昇進制度が確立し、賃金水準が高い大企業（とくに女性比率の多い金融・保険業、卸売り・小売業など）ほど、結婚退職制度もしくは慣行が定着しているという。またこれらの大企業では、中途採用にも年齢制限を設けることで、既婚女性の採用を事実上制限することを一般化しているという。その背景には、女性が当初より補助的で単純な仕事に配属されているうえに、賃金が職場で制度的に決められている場合、労働者の生産性にかかわらず勤続年数・年齢によって賃金が上昇すると、とくに女性において生産性と賃金の乖離が大きくなるため、企業にとっては女性の若年退職制度を設ける経済的合理性があるという。つまり、男性に比べ女性の勤務年数が平均的に短く、教育訓練が均等に活用されないという統計的差別よりも、企業内部の人事管理・賃金制度が女性の活用を妨げているという。

また、脇坂（1993：42-45）は、1966年の住友セメント事件（結婚を理由に解雇された住友セメントの女性社員が、「不当解雇」として同社を訴えた裁判で、住友セメントの結婚退職制度は違憲と判

管理基本調査」と、同じく厚生労働省の「賃金構造基本統計調査」を併用して、1992年から98年までの3時点で、女性の平均勤続年数の規定因を分析している。それによると、女性比率はいずれの年度も有意な正の効果を持ち、職場に女性が多いほど、女性の職場定着が増大することがわかった。本稿で分析した職場における女性比率は、男性の裁量度など中間財的資源には影響しない半面、女性の勤続年数を伸ばす効果ももっていることになる。他方、大卒比率は負の効果をもつが、これは大卒女性が高学歴化の影響で若い年齢層に多く、勤続年数が短くなる効果も考えられる。これに対して、労働組合の有無やコース別雇用管理制度の導入は、企業定着に有意な関係を示しておらず、この点では「総合職」の導入が、女性の職場定着を促した形跡はみられなかった。最後に、先にみた均等度の影響であるが、92年と95年ではいずれの均等度の指標も勤続年数に関係しなかったが、98年には募集、配置、教育訓練と総合指標で有意な効果を示していた。つまり、98年にはキャリア形成の機会を男女均等に提供することが、女性の定着を高めているとみることができる。したがって、「男女の雇用機会均等により、女性に対しても男性と差別することなくキャリア形成を行うことになる。それが、女性の離職にともなう機会費用を高め、女性の定着が男女を区別する合理的な理由を希薄にし、つまり統計的差別の根拠が乏しくなり、男女雇用機会均等をさらに進めるという循環をもたらすことが期待できる」(武石, 2006: 61)という。

国際的にみても、日本の女性労働力率がM字型曲線を描く理由として、こうした定着率の低さに加えて、労働市場の性別分断、女性の昇進機会における不平等とそれによる労働意欲の低下、就労と家庭をつなぐ社会的支援の不足などがあげられてきた(白波瀬, 2010)。労働市場の分断にしても、たとえば事務職の場合でも、男性事務職が多様な職種を体験して管理職に昇進する機会に恵まれているのに、女性ではそうならないことが職能の養成につながらない上に、賃金の格差が生じるという点では、昇進の問題と切り離すことができない。白波瀬(2010: 122)は、やはり2006年の「女性雇用管理基本調査」(厚生労働省, 2007)から、係長相当職以上の管理職に占める女性割合が6.6%で、部長職相当になると2.0%と、職位が高くなるほど女性割合が低下することが、パートタイマーの多さと並んで、日本で男女間の賃金格差が大きい原因であると指摘している。また、日本では年功制昇進・賃金を維持するために、制度の非適用グループとして女性従業員やパートタイマーの存在が前提条件となっているとの指摘もある(白井, 1992)。

そこで、男女雇用機会均等法は女性の昇進にどんな影響を与えたか調べるために、武石

断された)の判決を検討し、経済学的観点からみると、男性を基幹的な職務に配置し、女性に補助的職務を割り振る男女分業型職務編成を問題にすると同時に、企業内教育によって技能を蓄積した既婚女性が就労継続できる条件を整備することで統計的差別をなくさない限り、根本的な問題解決にならないと指摘している。

(2006: 66-71)は、「女性雇用管理基本調査」データをもとに、女性管理職比率を従属変数としてトービット分析を行った。その結果、労働者における女性比率、女性労働者における大卒比率は、職階にかかわらず女性管理職率を有意に高めていた。これに対して、コース別雇用管理制度があることは、1992年、95年には有意な効果をもっていなかったが、98年には課長職以上で負の効果をもっていた。「一般職」「総合職」といったコース別雇用管理制度は、女性の昇進につながっておらず、むしろそれを制約する方向に作用している。この背景には、武石(2006: 69)によれば、総合職女性の離職率の高さがあるという。これに関する解釈としては、1つは総合職女性が管理職への昇進ルートに乗っていたにも関わらず、定着しなかったために、制度導入企業で女性管理職が少なくなったという考え方がある。もう1つはコース別雇用管理制度が実際には少数の「総合職」と多数の「一般職」という女性内分断を生み、結果として管理職への昇進は限られた女性にのみ開かれたのみで、女性の管理職を増やす効果をもたなかったという解釈である(武石, 2006: 59)。他方、均等度はおおむね管理職における女性比率を高めていたが、「配置」には有意な関係をもっていない。これは、男女の均等な扱いが、かえって女性のみの職場を狭めることになり、管理職昇進への阻害要因になった可能性が示唆されている(武石, 2006: 69)。

同様のことは、女性労働者が多く、女性労働への依存が高く、基本的な処遇条件が男女で同一の職能資格制度が整備されているはずの百貨店と総合スーパーの事例研究からも指摘されている。木本(2003)は「労働過程それ自体の中でのジェンダー解釈」(木本, 2003: 20-30)から労働組織というコンテキストにおいて包括的に男女の組織内分断を明らかにしようとした。その結果、まず百貨店やスーパーマーケットといった小売業の組織内には、ジェンダーと学歴がむすびついた複雑な組織内分断がみられ、組織内の分野が「男性職場」、「女性職場」のように分断されていた。その結果、個人の配属希望もこうした組織内分断に沿う形で形成されていた。そして、「男性職場」は収益率も威信も高く、昇進ルートとみなされるのに対して、「女性職場」は熟練度の低い仕事をし、発言権も弱い周辺的な職場とみなされていた。また、女性依存率が高い職場であるにもかかわらず、男性のみを昇進可能な「有効な人材」とみなす「男性中心主義」が根強く残っていた。そのため、女性が長期勤続化しつつも下位の職制に割り振られたり、あるいはやがて辞めていく存在として自由裁量の余地の少ない職場に配置される傾向にあった。その結果、女性社員は男性社員とだけでなく、外部からの女性派遣販売員との間にも組織内亀裂を抱えることになった。その一方で、「女性店長づくり」といった取り組みもなされたが、その結果、女性と男性のマネジメントの質的な差異を強調する言説も組織内にあらわれ、「ジェンダー秩序」が再生産される「循環的過程」(江原, 2001)の萌芽もみられたという(木本, 2003: 195-202)。

積極的労働市場政策に向けて

本稿の分析結果からも明らかになったように、1986年の男女雇用機会均等法の施行にもかかわらず、その前後に入職したコーホートでは、中間財的資源や最終財的資源の獲得のメカニズムに大きな違いはみられなかった。この法律が施行されて間もなく、いわゆるバブル経済が崩壊し、長期化する不況のなかで新規学卒労働市場がひっ迫しただけでなく、リストラをはじめ企業は減量経営を強いられた。さらにグローバル化するサービス経済、ポストフォーディズム的生産すなわち多品種少量生産への転換など、この間、日本企業はさまざまな課題に直面してきた。男女雇用機会均等法以降も男女間の賃金格差や管理職割合をはじめとする男女格差はなくなるならない（白波瀬，2010：117-124）。その一方で少子化時代を迎え、労働力不足は産業の空洞化も含め、日本経済を脅かしつつある。こうしたなかで女性労働をどのように活用していくかは、今後の日本社会のあり方を占ううえでは1つの試金石の位置を占めているといえるだろう。白波瀬（2010：128-129）がスウェーデンの事例をもとに主張するように、政府による積極的な福祉政策や家庭と労働における男女平等化政策——たとえば、保育所増設と育児休業中の所得補償——によって、女性の労働力参加と出生率を同時に上げることは不可能ではない。また「男性稼ぎ手」モデルのもとでは、非正規が進む若年労働市場では、非正規雇用の男性が晩婚化・非婚化し、それがさらに少子化に拍車をかけることになる。これに対して、白波瀬（2010：149-152）は、男女賃金格差を解消することに加えて、昇進機会も平等化することによって、女性の働くインセンティブをあげる制度設計¹⁷を提案している。また加えて育児支援・介護支援の充実の必要性も主張している。そして、男女雇用機会均等法の理念が、女性の雇用処遇を男性並みにすることであったが、それは男性並みの長時間労働であってはならず、性別にかかわらずワークライフバランスを可能にする「お互いさまの社会」を制度的レベルで実現する重要性を強調している。

同じく神野（2010）もまた、財政学の立場から、スウェーデンをはじめとするスカンジナビア型の「水平的再配分」が社会の平等化をすすめると主張する。アングロサクソン型の「垂直的再配分」が貧困者に生活保護などで現金給付をするのに対して、スカンジナビア型の「水平的再配分」は育児や扶養にかかわる福祉サービスや医療サービスを社会的支出として、所得の多寡に関係なく提供していく再配分の方法である（神野，2010：115-118）。この「水平的再配分」は、工業社会から知識社会あるいはサービス経済への移行という現代の産業構造

¹⁷ たとえば、白波瀬（2010：149-150）によると、とくに共働き家族における女性の就労問題を改善するには、所得税控除制度や被扶養者としての社会保険料控除の撤廃も女性の就労インセンティブの向上には重要ではあるが、まずは賃金構造の男女格差を解消しない限り、低賃金女性就労者が増加する可能性があるため、まずは賃金格差の解消がもっとも優先される政策課題となるという。

の変動にも対応しているという。というのも、経済のサービス化によって女性の雇用がいままで以上に増大するが、これまで主として女性が家庭内で担ってきた対人社会サービスが社会化されていけば、女性の正規雇用労働化を促進することが可能になるからである。そこで、家族という領域で担われてきた「分かち合い」を政治システムに埋め込むことの重要性が増大する。実際、水平的再配分によってワークシェアリングの進んだスウェーデンでは、2000年代に入ってジニ係数でみた所得の不平等度も、相対的貧困率でみた格差も低下しただけでなく、経済成長率も比較的高い水準にあるという（神野，2010：131-134）。

近年、新自由主義政策のもと「小さな政府」による経済成長の実現が唱えられ、規制緩和が進められてきた。しかし、神野（2010：68-70）によれば、日本においては「小さな政府」は結果的に競争を激化させ、「大きな企業」と「小さな労働者」——とくに女性と若者を中心とした非正規雇用者をつくり、格差を拡大してきた、とされる。こうした労働市場の二重化を是正し、競争原理を協力原理に置き換えていく基本戦略として、神野（2010：159-172）は3つの「同権化」という課題をあげる。1つは賃金の同権化であり、同一職務であれば雇用形態に関わりなく、同一賃金を保障することで、雇用形態・身分による賃金格差を解消することである。2つ目は同じく雇用形態に関係なく社会保障を同権化することである。社会保障負担をすべて事業者負担にし、企業から支払われる賃金総額から一定比率で社会保障費負担を徴集することによって、社会保障を同権化することは不可能ではない。3つめは労働市場参加の同権化であり、具体的には育児サービスや高齢者福祉サービスを公共サービスで負担することで、女性を家庭内の無償ケア労働から解放して労働力参加を平等にすることである。これらの基本政策は、さらにリカレント教育や教育休暇といった成人後の教育プログラムの拡充など「積極的労働市場政策」と結びつけることによって、雇用の弾力性が確保され、旧来の産業から新たな情報サービス産業などの知識産業への雇用の異同を可能にする条件も整備されるという。こうした「働くための福祉（ワークフェア）」の実現こそ、バブル崩壊以降、非正規労働市場に囲い込まれた若者や女性を解放する道となる。またそれは同時に、絞り込まれた男性正規労働者を長時間労働によるワークライフバランスの悪化（片瀬，2010）から解放する方策ともなることだろう。

【付記】

本稿作成にあたっては、2005年SSM調査研究会からデータの提供を受けた。また本研究は平成23～25年度科研費（基盤研究（B））「戦後日本社会の形成過程に関する計量歴史社会学的研究」（代表：橋本健二武蔵大学社会学部教授）による研究成果の一部である。

参考文献

- 合場敬子, 1998a, 「仕事の内的報酬のジェンダー差とその構造：日本の職場における考察」『日本労働社会学年報』9：127-149.
- 合場敬子, 1998b, 「不可視の不平等：日本の職場における性別職域分離の構造と効果」山脇直司ほか編『ライブラリ相関社会学5 現代日本のパブリック・フィロソフィ』新世社：333-250.
- Antonovsky, Aaron, 1987, *Unraveling the Mystery of Health*. Jossey-Bass. (=2001, 山崎喜比古・吉井清子訳『健康の謎を解く』有信堂高文社).
- 朝日新聞「変調経済取材班」, 2009, 『失われた二〇年』岩波書店.
- 浅倉むつ子・神野直彦・西谷敏・野村正實, 2006, 「新たな労働政策が人間らしい生き方を支える」『世界』753：192-206.
- 江原由美子, 2001, 『ジェンダー秩序』勁草書房.
- 深澤和子, 2000, 「女性労働と社会政策」大木喜美子・深澤和子編『現代日本の労働政策とジェンダー：新たな視角からの接近』ミネルヴァ書房：52-85.
- 橋本健二, 2003, 「書評 村尾祐美子著『労働市場とジェンダー：雇用労働における男女不公平の解消に向けて』」『日本労働社会学会年報』14：199-207.
- 橋本健二編, 2010, 『家族と格差の戦後史：一九六〇年代日本のリアリティ』青弓社.
- 平田周一, 2003, 「書評 村尾祐美子著『労働市場とジェンダー：雇用労働における男女不公平の解消に向けて』」『社会学評論』54(4)：458-460.
- 神野直彦, 2010, 『「分かち合い」の経済学』岩波新書.
- Karasek, Robert, 1979, Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain : Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*. Vol. 24, No. 2 : 285-308.
- Karasek, Robert and Töres Theorell, 1990, *Healthy Work : Stress, Productivity, and the Reconstruction of Working Life*. New York : Basic Books.
- 片瀬一男, 2009, 「若年労働者のディストレス：労働時間・密度・努力／報酬不均衡」菅野剛編『階層と生活格差（2005年SSM調査シリーズ10）』43-58.
- 片瀬一男, 2008, 「仕事の条件と職業性ストレス」菅野剛編『階層と生活格差（2005年SSM調査シリーズ10）』2005年SSM調査研究会：79-92.
- 片瀬一男, 2010, 「階層社会のなかの若者：もう1つのロスジェネ」小谷敏・土井隆義・芳賀学・浅野智彦編『若者の現在 労働』日本図書センター：53-84.
- 片瀬一男, 2011a, 「学歴社会」はどこへ行くのか：日本型学歴社会の来歴と行方」盛山和夫・片瀬一男・神林博史・三輪哲編『日本の社会階層とそのメカニズム』白桃書房：61-84.
- 片瀬一男, 2011b, 「中高年の労働条件とストレス」斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会：159-172.
- 片瀬一男, 2012, 「社会階層と健康（1）：SOCの規定因としての仕事の条件」第85回日本社会学会報告要旨.
- 木本喜美子, 2003, 『女性労働とマネジメント』勁草書房.
- 木村涼子, 2002, 「ジェンダー秩序の再編成と男女格差」原純輔編『流動化と社会格差』ミネルヴァ書房：201-232.
- Kohn, Melvin. L. et al., 1983, *Work and Personality : An Inquiry into the Impact of Social Stratification*. Ablex.
- Kohn, Melvin. L. and Kazimierz M. Slomczynski, 1990, *Social Structure and Self-Direction : A Comparative Analysis of the United States and Poland*. Cambridge : Blackwell.
- 小杉礼子, 2001, 「学校と職業社会の接続：増加するフリーター経路への移行」矢島正見・耳塚寛明編『変わる若年と職業世界：トタンジッションの社会学』学文社：23-38.
- 小杉礼子, 2004, 「書評 村尾祐美子著『労働市場とジェンダー：雇用労働における男女不公平の解消に向けて』」『教育社会学研究』74：367-369.

- 小杉礼子, 2005, 「若年無業・失業・フリーターの増加」小杉礼子編『フリーターとニート』勁草書房: 1-20.
- 熊沢 誠, 1997, 『能力主義と企業社会』岩波新書.
- 熊沢 誠, 2000, 『女性労働と企業社会』岩波新書.
- 熊沢 誠, 2006, 『若者が働くとき: 「使い捨てられ」もせず「燃えつき」もせず』ミネルヴァ書房.
- 久米弘子, 1995, 「均等後の女性雇用の現状」基礎経済科学研究所編『日本型企业社会と女性』青木書店: 85-110.
- 厚生労働省, 2007, 『女性雇用管理基本調査』.
- 村尾祐美子, 2000, 「仕事の場における事柄決定力規定要因とジェンダー」『日本労働社会学年報』11: 113-118.
- 村尾祐美子, 1998, 「雇用者における仕事裁量: 仕事の場での事柄決定力とジェンダー」盛山和夫・今田幸子編『女性のキャリア形成とその変化』(1995年SSM調査シリーズ12) 1995年SSM調査研究会: 91-108.
- 村尾祐美子, 2003, 『労働市場とジェンダー: 雇用労働における男女不公平の解消に向けて』東洋館出版社.
- 村尾祐美子, 2010, 「昇進見込みと職場構成: 職場の女性化・非正規化の影響」『大原社会問題研究雑誌』617: 67-81.
- Murphy, Raymond, 1982, "Power and Authority in the Sociology of Education," *Theory and Society*, 12: 179-203.
- Murphy, Raymond, 1988, *Social Clousure: The Theory of Monopolization and Exclusion*. Oxford University Press. (=1994, 辰巳伸知訳『社会的閉鎖の理論: 独占と排除の導体的構造』新曜社).
- 長松奈美江, 2009, 「長時間労働と仕事における自律性: 「強いられた」ものとしての長時間労働」阿形健司編『働き方とキャリア形成 (2005年SSM調査シリーズ4)』2005年SSM調査研究会: 103-125.
- 尾嶋史章, 2000, 「「理念」から「日常」へ: 変容する性別役割分業意識」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 217-236.
- 尾嶋史章, 2002, 「社会階層と進路形成の変容: 90年代の変化を考える」『教育社会学研究』70: 125-142.
- 大沢真知子, 1993, 『経済変化と女子労働: 日米の比較研究』日本評論社.
- Siegrist, Johannes, 1996, "Adverse Health Effects of High-Effort/Low-Reward Conditions," *Journal of Occupational Health Psychology*, 1(1): 27-41.
- 白波瀬佐和子, 2010, 『生き方の不平等: お互いさまの社会に向けて』岩波新書.
- 白井泰四郎, 1992, 『現代日本の労務管理 [第2版]』東洋経済新報社.
- 杉野 勇, 2011, 「ワークライフバランス: 多様性と格差」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会: 207-220.
- 高橋 修, 2006, 「働く女性とストレス」櫻木章裕編『女性の仕事環境とキャリア形成』税務経理境界: 72-94.
- 武石恵美子, 2006, 『雇用システムと女性のキャリア』勁草書房.
- Tomaskovic-Devy, Donald, 1993, *Gender & Racial Inequity at Work: The Sources & Consequences of Job Segregation*. ILR Press.
- 堤 明純, 2006, 「職業階層と健康」川上憲人・小林廉毅・橋本英樹, 2006, 『社会格差と健康: 社会疫学からのアプローチ』東京大学出版会: 81-101.
- 守仁宏幸, 2001, 「日本経済の不安定化とジェンダー」竹中由美子編『労働とジェンダー』明石書店: 55-73.
- 脇坂 明, 1993, 『職場類型と女性のキャリア形成 増補版』御茶の水書房.
- 矢澤澄子, 2009, 「男女共同参画時代と女性のライフキャリア」矢澤澄子・岡村清子編『女性とライフキャリア』勁草書房: 182-220.