The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	教員世界における格差 : 職場における承認感に着目して
Author(s)	中村, 瑛仁
Citation	大阪大学教育学年報. 2016, 21, p. 133-144
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/57408
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

教員世界における格差―職場における承認感に着目して

中　村　瑛　仁

要旨

本論では、教員世界における格差の問題を取り上げ、教員の職場における承認感に着目してその実態を検討した。中学校教員を対象とした質問紙調査のデータを用いて、教員の職場承認感の格差について分析した結果、次のような知見が得られた。

第一に、教員の職場承認感の分布とその機能について確認した結果、約 3 割の教員は職場承認感を感じていない実態がある一方、職場承認感は内発的働きがいと強く結びついており、内発的働きがいを支える機能を有している。第二に、職場承認感の規定要因を検討した結果、職場承認感は女性教員ほど低く、非正規教員ほど高い（一般教員と比べて）、そして、勤務校 1 年目の場合低まる（5 年以上の教員と比べて）傾向がある。第三に、その結果を受けて女性の職場承認感が低まる背景を吟味すると、男女によって年齢の職場承認感に与える効果が異なることが確認された。

以上の結果から、教員世界における格差の実態について、女性教員が周辺化されている背景について考察し、教員の働きがいや教育実践、力量形成やキャリアに影響を与えうる職業内の格差に注目する意義を論じた。

1. 問題の所在

本研究の目的は、教員の職場承認感に焦点をあてて、教職における職業内の格差の実態を明らかにすることである。

社会学の領域では、職業間／内におけるにおける格差・不平等の問題が議論されてきた（Abbott 1993）。例えば、男女格差（Ishida 1993）や雇用格差（太郎丸 2009）など、社会的属性によって生じる仕事上の処遇の差異について、その実態やメカニズムに焦点をあてつつ、現状を問題視してきた。

一方、教員集団・組織を対象とした社会学的研究に目を向けると、主に教員集団の文化的特長や同僚性の機能が主題とされる一方で（油布 2009）、労働という視点から教員の職場環境の実態を実証的に検討した研究が少ないのが現状である（越智・紅林 2010）。そのため、教職という職業集団の内部に、いかなる格差が存在するのか、その内実については不明瞭な点が多い。しかしながら、こうした職業内の格差は、教員の自律的な実践を損ねたり、教員の力量形成やキャリア形成を阻害する要因になりうる。したがって、専門職に位置づけられる教員という職業についても、その職場環境の実態を批判的に検討することが求められる。

もちろんいくつかの研究は、上記の問題関心を共有している。第一に、教職における男女格差を扱ってきた河上の一連の研究（河上 1990、1999、2014）があげられる。河上（1990、1999）は統計的資料をもとに教員採用比率や管理職比率の男女差を吟味し、教員世界における男性の優位性を指摘している。さらに近年の研究では（河上 2014）では、1900－2000年の女性教員をめぐる言説や社会運動を取り上げ、女性教員が

教育界で問題化され、あるいは学校組織内で周辺化されてきた歴史について記述している。これらの研究群では、「教員＝男性」を想定し、長時間勤務できる教員、生徒指導・体育指導のできる教員等が、職場内での評価を高めるという「男性中心モデル」が教員世界に浸透していることがと論じられている。

第二に、男女格差とは異なる視点から教職内の格差を扱った研究として、雇用形態による格差に着目する研究がある。近年の制度改革によって経営的手法が学校現場に導入されつつある。その中で、学校組織についても変更が加えられ、その結果「副教頭」「主幹」「指導教諭」といった「上層」のポストが配置され、教職における雇用形態の多様化が進行しつつある。こうした学校組織の変化に伴い、主幹・主任層と一般教員の職場内におけるインフォーマルな評価の格差（金子 2014a）や、非正規雇用教員の問題が取り上げられつつある（井上・村松 2007、金子 2014b）。例えば、先の金子（2014a）は、東京都のベテラン高校教員３名へのインタビューを通じて、これまで生徒との関係や同僚への発言等、インフォーマルな形で同僚から評価されてきた教員が、学校組織の階層化の中で適切に評価されなくなってきている現状を指摘している。これらの研究群からは、職場における同僚からの評価基準が、教員の「能力」だけでなく、職務上の「立場」に影響されつつある現状が示唆される。

以上、先行研究を概観したときに見いだせる課題は、第一に、教職における格差の実態を扱った実証研究の少なさである。上記の研究を除く場合、教員集団内の職場環境を分析したものは非常に限られており、教員という職業内においてどのような格差が存在するのか、その内実についてはやはり不明瞭なのが現状である。

第二に、先駆的な研究を行っている上記の先行研究についても、ジェンダーや雇用形態よる格差の問題が取り上げられ、その内実が検討されているものの、それぞれの研究関心ごとに個別の問題が取り上げられているため、職業内の格差を検討する際に、他の要因の影響が十分に吟味されているわけではない。職業内の格差が、様々な要因が交錯しつつ生じているとすれば、ジェンダーや雇用形態、そして他の要因も含めて包括的な検討が求められる。

以上のことから本論では、「どのような要因によって教職内の格差は説明されるか」という課題設定のもと、中学校教員のへの質問紙調査から得られたデータを用いて、これを検討する。先行研究で指摘されてきた二つの仮説、すなわち「ジェンダー仮説（女性が周辺化されている）」、「雇用形態仮説（下層のポストの方が周辺化されている）」を念頭に置きつつ、教職内の格差の実態を吟味したい。

本論では教職内の格差を検討する上で、「職場における承認感」に着目する。「承認」（recognition）という概念は、心理学や社会学の領域で展開されてきた概念であるが、労働の領域においても同僚から自らの仕事ぶりを認められることは、その個人の働きがいや職業的アイデンティティにとって重要な問題であることが指摘されつつある（今村 1998、水上 2005、筒井 2010）。近年では、ホネット（Honneth 1992＝2003, 2002＝2012）が、人々の自己実現やアイデンティティの基盤となるものとして承認を位置づけた上で、承認の欠如という人々の「社会的不正の経験」に着目することの意義を論じているが、ホネットによれば人々の承認をめぐる経験に着目することで、排除・剥奪といった構造を批判的に捉えることが可能となる。こうした議論を踏まえて、本論は職業内の格差を観察するために、教員の職場承認感に着目しながら、教員世界の格差の現実を探っていきたい。

以下、２節ではデータの概要を説明し、３節では本論の着目する教員の職場承認感の実態とその機能について確認する。続く、４節において、職場承認感を規定する要因について検討し、５節で総合的な考察を行う。

2. データ・変数の概要

(1) データの出自

本稿では、兵庫県A市中学校教員への質問紙調査によって得られたデータを用いる。調査は、教育委員会を通じて協力を得られた市内中学校の教職員に対して行った。質問紙は市教委を通じて各学校に配布し、教職員に任意での回答をお願いした（留置調査）。調査時期は、質問紙の配布・回収ともに2012年７月で、調査対象については、管理職・非常勤教員を含めた中学校教職員351人である（配布数671通、回収率52.3％）。ここでの分析では、管理職にあたる校長・教頭や養護教諭を除いた、306人（主幹教諭・教諭・臨時教諭・臨時講師・非常勤講師）を対象とする。

(2) サンプルの特徴

次に、本稿で用いるサンプルが、全国の母集団と比較した際に、どのような特徴があるか確認する。図表１は、本調査のサンプルと、教員統計調査（2010年度）から算出した全国の教員数の、性別、年齢、学級担任の有無、雇用形態の分布を比較したものである[1]。

性別・雇用形態については、本調査のサンプルと全国の実数が類似した分布をしているのに対して、年齢・学級担任の有無については、本調査のサンプルの方が、20代の若手と50･60代のベテラン層が多く、40代の中堅層の割合が低くなっている。また、学級担任をしている教師がやや多いことが特徴である。したがって、年齢層と学級担任の有無について、本調査のサンプルは偏りがあることに留意が必要である。

図表１　対象データの特徴

		本調査	全国
年齢	20代	19.0	12.6
	30代	24.6	24.7
	40代	23.0	34.8
	50・60代	33.4	27.9
性別	女	44.6	41.9
	男	55.4	58.1
雇用形態	正規	80.4	84.0
	非正規	19.6	16.0
学級担任	担任	56.1	51.5
	非担任	43.9	48.5

値は（％）を示している。

(3) 分析の手順と変数の概要

分析では、まず３節において、教員の職場における承認感（「職場承認感」）の回答分布を確認した上で、職場承認感の機能を吟味する。ここでは教員の内発的働きがいを取り上げ、内発的働きがいに対する職場承認感の効果を検討する。

本論では、「職場承認感」を表す指標として、現在の職場環境に関する質問「職場では自分の働きぶりが認められている」（４件法）に対する回答を用いる。職場承認感の質問項目については、企業における職場承認感を取り上げた筒井（2012）の分析を参考にしている。

内発的働きがいへの機能を分析する際は、順序ロジット分析を用いるが、独立変数には、年齢、性別、配偶者、雇用形態、学級担任の有無、担当教科、勤務時間、家庭での仕事時間、といった基本的な項目と内発的働きがいを規定することが示されている職務自律性[2]（国際経済労働研究所・日本教職員組合2010）を、職場承認感とともに統制変数として投入し、職場承認感の効果を吟味する。内発的働きがいについては、「今の仕事はやりがいがある」「全般的に今の仕事に満足している」の２項目を用いる。

続く４節では、職場承認感の規定要因を検討する。ここでも同様に回帰分析を用いて、従属変数に職場承認感を設定し、その規定要因を探っていく。独立変数には、上記と同様に基本的項目に加えて、職場承認感との関連が予想される勤務校での勤務年数を用意した。

なお、雇用形態については、「主幹」「一般教員」「非正規」の３カテゴリーを、担当教科については、国語や数学などの「５教科」と、音楽や美術などの「実技教科」の２カテゴリーを作成した。各変数の概要ついては図表２に、各変数の記述統計については、図表３に示している。

図表２　用いる変数の概要

「職場承認感」		現在の職場環境に関する質問 「職場では自分の働きぶりが認められている」（４件法）に対する回答
年齢	（共編量）	
性別	女性ダミー	女性＝１、男性＝０
配偶者	配偶者ありダミー	配偶者あり＝１、配偶者なし＝０
雇用形態	主幹	職名「主幹教諭」
	一般教員	職名「教諭」
	非正規	職名「臨時教諭」・「臨時講師」・「非常勤講師」
学級担任	学級担任ダミー	学級担任＝１、非学級担任＝０
担当教科	５教科	国語・数学・理科・社会・英語担当＝１（「５教科」）
	実技教科	音楽・美術・保健体育・技術家庭科＝０（「実技」）
勤務時間	（共編量）	退勤時間から出勤時間を引いた数値（時間）
家庭仕事時間	（共編量）	持ち帰り仕事時間（時間）
勤務校勤務年数		今の学校での経験年数
内発的働きがい	働きがい	「今の仕事はやりがいがある」（５件法）に対する回答
	仕事満足度	「全般的に今の仕事に満足している」（５件法）に対する回答
職務自立性		現在の職場環境に関する質問 「経験を活かすことができる」（４件法）に対する回答

図表３　各変数の度数分布、および記述統計

		%	N
性別	女性	44.6	136
	男性	55.4	169
配偶者	いる	58.8	180
	いない	41.2	126
雇用形態	主幹	7.5	23
	一般教員	72.9	223
	非正規	19.6	60
学級担任	担任	55.6	170
	非担任	44.4	136
担当教科	５教科	69.7	207
	実技	30.3	90
勤務校勤務年数	１年目	22.3	68
	２～４年目	42.3	129
	５年以上	35.4	108

	最小	最大	平均値	標準偏差
年齢	22.0	62.0	41.7	11.2
勤務時間	8.5	15.0	11.7	1.4
家庭仕事時間	0.0	3.0	0.9	0.9
今の仕事はやりがいがある	1.0	5.0	4.4	0.8
全般的に今の仕事に満足している	1.0	5.0	3.9	1.0
自分の経験がいかせる	1.0	4.0	3.1	0.8

3. 職場承認感の分布とその機能

ここでは職場承認感の回答分布とその機能について確認していきたい。図表４は職場承認感の回答分布を示している。結果は、「そう思う」「ややそう思う」と合わせた割合は67.3％となり、「ややそう思う」と答える割合が最も多いものの、過半数の教員が職場での働きぶりが認められていると感じている。しかしながら、注目すべきは「あまりそう思わない」「そう思わない」と答える割合が合わせると32.7％に上る点である。普段の自分の働きが同僚から「認められていない」と感じている教員は少なくないことがわかる。教職は他の専門職と異なり、確実な教授理論や技術が確立しておらず、その仕事への評価の基準も教員によって様々であるため、常に自身の教育行為の「不確定性」と対峙しなければならない職業である（Lotie 1975）。ここでの職場承認感のばらつきには、こうした職業的特徴も起因しているかもしれない。ただし本論が問題とするのは、こうした一般的特徴の上に観察される、特定の社会的属性の教員が、不当に職場承認感が得られていない状態である。以下では、「そう思う」「ややそう思う」を、「職場承認感あり」、「あまりそう思わない」「そう思わない」を「職場承認感なし」として扱い分析を進めていくこととする。

図表４　職場承認感の回答分布

職場では自分の働きぶりが認められている（％）				
そう思う	ややそう思う	あまりそう思わない	そう思わない	N
8.8	58.5	26.2	6.5	294

先述したように労働に関する議論では、職場における承認感の必要性が論じられているが、教員たちにとって職場承認感はどの程度重要なものなのだろうか。ここでは、「働きがい」「仕事満足度」といった仕事を続けていく上で重要だと思われる教職に対する内発的働きがいと職場承認感との関連を検討し、職場承認感の機能を確認する。

図表３は、「職場承認あり／なし」ごとの「働きがい」（「今の仕事はやりがいがある」）と「仕事満足度」（「全般的に今の仕事に満足している」）の回答分布と、クラメールのVを算出した結果である。なお、クラメールのVとは、カイ二乗値をもとに算出される２変数間の関連度合いを示す指標（連関係数）である。結果を見ると「働きがい」「仕事満足度」ともに、職場承認感と有意な正の関連があることがわかる。「そう思う」の割合を比較すると、「働きがい」「仕事満足度」ともに職場承認感があるかどうかによって約20％の回答の差がみられる。

次に、他の要因を統制したうえで職場承認感の内発的働きがいへの効果を吟味するために、従属変数に内発的働きがいを投入した順序ロジット分析を行った。先述したように独立変数には、基本的属性や仕事時間、職務自立性、そして職場承認感を投入している。結果は、内発的働きがい２変数いずれに対しても、職場承認感は正の有意な効果が認められる。その効果は、職務自律性変数と同程度のものであり、他の基本的属性の効果よりも高いことがわかる。

ここでは限られた項目のみを検討しているが、以上の結果からは、職場承認感が教職を続けていく上で必要な内発的働きがいを支える機能があることがわかる。逆に言えば、職場承認感が得られないことは、そうした支えがなくなるという点も注意する必要がある。それでは、教員世界の中で職場承認感の格差はないのだろうか。以下では、職場承認感を規定する要因について検討を加えていく。

図表５　職場承認感と内発的働きがいとのクロス分析

	そう思う	どちらかと言えば思う	どちらとも言えない	そう思わない	Cramer's V	N
「今の仕事はやりがいがある」						
職場承認感あり	59.2	34.7	5.6	0.5	.311**	197
職場承認感なし	37.5	35.4	21.9	5.2		96
「全般的に今の仕事に満足している」						
職場承認感あり	39.1	40.1	15.2	5.6	.272**	197
職場承認感なし	15.6	42.7	31.3	10.4		96

+p<.10, *p<.05, **p<.01
ケース数が少ないため「そう思わない」は「そう思わない」「どちらかと言えば思わない」を合わせた数値

図表６　内発的働きがいの順序ロジット分析

	今の仕事はやりがいがある		全般的に今の仕事に満足している	
	b	$s.e.$	b	$s.e.$
女性ダミー	0.14	0.27	0.01	0.25
20代	0.62	0.45	0.56	0.41
30代	−0.11	0.35	−0.27	0.33
40代	0.12	0.34	0.06	0.32
50・60代（基準）	—	—	—	—
主幹	0.16	0.48	0.49	0.47
一般（基準）	—	—	—	—
非正規	0.70	0.37+	0.26	0.33
学級担任ダミー	0.42	0.27	0.33	0.26
勤務時間	0.11	0.11	−0.06	0.10
家庭での仕事時間	0.14	0.15	−0.09	0.14
経験を活かせるダミー	1.20	0.33**	1.43	0.32**
承認ありダミー	0.83	0.27**	0.70	0.26**
−２対数尤度	513.3		627.5	
Cox & Snell	0.129		0.142	
Nagelkerke	0.148		0.155	

+p<.10, *p<.05, **p<.01

4. 職場承認感の規定要因

ここではまず、基本的属性など諸変数と職場承認感との関連を確認し、その上で職場承認感の規定要因について検討していく。図表７は、年齢[3]、性別、配偶者の有無、雇用形態、学級担任、担当教科、勤務年数と職場承認感とのクロス分析の結果である。有意な関連が認められたのは、性別、配偶者、担当教科、勤務校経験年数であり、女性の場合は職場承認感が低く、また配偶者がいない教員は職場承認感が低い。また担当教科が５教科担当している教員も実技教科の教員よりも職場承認感が低く、勤務校での経験年数が少ない教員ほど、職場承認感が低くなる傾向が示されている。もっとも係数が高いのは、勤務校経験年数であり、年齢や雇用形態、学級担任などは有意な関連は認められない。

それでは、それぞれの効果を統制した場合、どのような要因の規定力が残るのだろうか。次に、職場承認感「あり／なし」の２値変数を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った。その結果を表したのが図表８である。有意な効果が認められたのは、女性ダミー、非正規、勤務校勤務年数（１年目）であり、男性と比べて女性のほうが職場承認感は低く、また非常勤教員は一般教員と比べて職場承認感が高い。そして勤務校での経験年数が１年目の教員は（５年以上と比べて）、職場承認感が低いことがわかる。

職場勤務年数が職場承認感を規定する背景については、年齢に限らず、教員は新しい学校に赴任した際に、その学校の教員文化・学校文化に適応しなければならない教職の特徴を示していると言えよう。一方、本論の関心からいえば、上記の結果は「雇用形態仮説」を棄却し、「ジェンダー仮説」を一部支持する結果となっている。それではなぜ、女性の職場承認感が低まるのだろうか。次に、その背景についてより深く検討してみることにしたい。

図表７　各変数と職場承認感のクロス分析

		職場承認感あり（%）	Cramer's *V*	N
年齢	20代	58.9	.094	56
	30代	67.6		74
	40代	70.1		67
	50・60代以上	70.8		96
性別	女性	60.2	.133*	128
	男性	72.7		165
配偶者	いる	71.9	.115*	171
	いない	61.0		123
雇用形態	主幹	72.7	.096	22
	一般教員	64.7		215
	非正規	75.4		57
学級担任	担任	63.4	.094	161
	非担任	72.2		133
担当教科	5教科	62.3	.141*	86
	実技	76.7		199
勤務校勤務年数	1年目	51.5	.209**	66
	2～4年目	66.7		123
	5年以上	77.9		104

$+p<.10$, $^{*}p<.05$, $^{**}p<.01$

図表８　職場承認感を従属変数としたロジスティック回帰分析

		model 1	
		b	*s.e.*
年齢		0.02	0.02
女性ダミー		−0.71	0.31*
配偶者ありダミー		0.22	0.33
主幹		−0.67	0.58
一般（基準）		—	
非正規		0.92	0.44+
学級担任ダミー		−0.44	0.32
5教科ダミー		0.29	0.87
勤務時間		0.03	0.13
家庭仕事時間		−0.26	0.17
勤務校勤務年数	1年目	−1.727	0.89+
	2～4年目	−0.93	0.87
	5年以上（基準）	—	
定数		0.76	1.99
−2対数尤度		304.5	
Cox & Snell		0.117	
Nagelkerke		0.163	

$+p<.10$, $^{*}p<.05$, $^{**}p<.01$

今一度、河上（1990、1999）の議論を参照すると、女性教員の能力が低く見られる背景について次のような説明がなされている。そこでは、女性教員への低い評価がなされるのは、(A)「女性は家庭をもった場合、勤務時間・年数が制限されるから」(河上 1990、p99)、(B)「女性は運動部の部活動指導や問題行動に対処するための生徒・生活指導ができない（と考えられている）から」(河上 1999、p.93)、(C)「女性教員が管理的立場にいることや、職場内で積極的な発言をすることを良く思わない男性中心的文化が教員世界にも浸透しているから」(河上 1999、pp.93-94)、以上のような理由があるとされている。いずれも、より詳細な実証的な検証が必要な仮説ではあるが、女性教員が周辺化されるメカニズムについて、説得力があるように思われる。

ここではデータの制約を踏まえて本分析で検討可能な、(A) の「家族役割説」について吟味してみたい。ここでは、家庭をもつことや勤務時間、家庭仕事時間の多寡が職場承認感に与える影響の男女差が分析の焦点となる。以下では、先ほどのロジスティック回帰分析に交互作用項を投入し、女性ダミーの効果を吟味する。家族役割説の検証については、下記のような交互作用項を含めたモデルを用意するが、同時に、探索的にジェンダーとの交互作用効果が認められる結果を抽出し、職場承認感とジェンダーの関連性を検討する。

配偶者あり×女性ダミー　：女性の場合、配偶者がいると職場承認感が低まる
勤務時間×女性ダミー　　：女性の場合、勤務時間が短いと職場承認感が低まる
家庭仕事時間×女性ダミー：女性の場合、家庭仕事時間が多いと職場承認感が低まる

図表９は、職場承認感を従属変数とした、ロジスティック回帰分析（ジェンダー交互作用項含む）の結果である。model１は参考までに、先ほどの図表８と同様の結果を示している。続く、model２・３・４は、それぞれのジェンダーと配偶者・勤務時間・家庭仕事時間の交互作用項を加えた分析結果を表している。model５は、探索的に交互作用項を加え、有意な効果が認められた「年齢×女性ダミー」を加えた分析結果である。

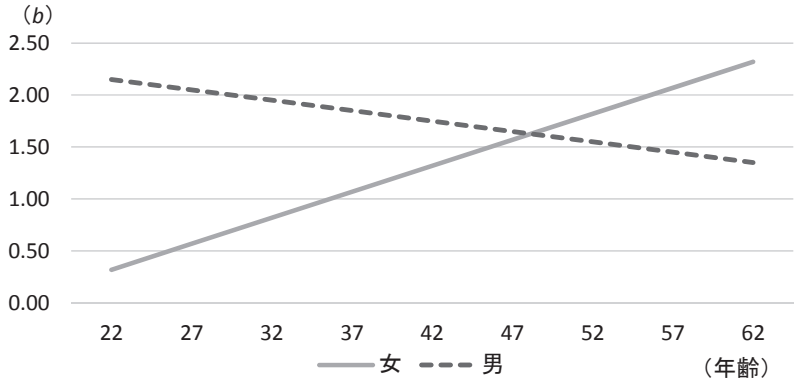
分析結果からは、配偶者がいること、勤務時間が短くなること、家庭仕事時間が長くなることで、女性の職場承認感が低められる効果は見られず、家族役割仮説を支持する結果は得られなかった。一方、有意な結果が認められたのは、女性と年齢の交互作用効果（model５）であり、図表10はmodel５の推定値から、「年齢×女性ダミー」が職場承認感に与える効果の推定値を図示したものである。図からは、女性の場合、若手の時は男性よりも職場承認感が低いが､年齢があがるにつれて職場承認感が高まっていく傾向が確認できる。また、モデルの適合度を表す－２対数尤度を見ても、最もモデルの適合度が高かったのはmodel５であり、家族役割割説に関わるモデルは、適合度がほとんど改善していない。

図表９　職場承認感を従属変数とした、ロジスティック回帰分析（ジェンダー交互作用項含む）

		model 1		model 2		model 3		model 4		model 5	
		b	*s.e.*	*b*	*s.e.*	*b*	*s.e.*	*b*	*s.e.*	*b*	*s.e.*
年齢		0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	−0.02	0.02
女性ダミー		−0.71	0.31*	−0.51	0.43	2.94	2.53	−1.11	0.44*	−3.37	1.18**
配偶者ありダミー		0.22	0.33	0.40	0.43	0.10	0.35	0.28	0.33	0.15	0.34
主幹		−0.67	0.58	−0.74	0.60	−0.56	0.58	−0.74	0.59	−0.36	0.59
一般（基準）		—		—		—		—		—	
非正規		0.92	0.44＋	0.94	0.44*	0.89	0.44*	0.91	0.44*	0.81	0.45＋
学級担任ダミー		−0.44	0.32	−0.44	0.32	−0.44	0.32	−0.50	0.33	−0.58	0.33＋
５教科ダミー		0.29	0.87	0.25	0.88	0.30	0.87	0.33	0.86	0.19	0.87
勤務時間		0.03	0.13	0.02	0.13	0.18	0.16	0.04	0.13	0.01	0.13
家庭仕事時間		−0.26	0.17	−0.28	0.17	−0.27	0.17	−0.48	0.23*	−0.24	0.17
勤務校勤務年数	１年目	−1.73	0.89＋	−1.73	0.89＋	−1.69	0.89＋	−1.75	0.89*	−1.58	0.89＋
	２～４年目	−0.93	0.87	−0.90	0.87	−0.93	0.86	−0.90	0.86	−0.87	0.86
	５年以上(基準)	—		—		—		—		—	
配偶者ありダミー×女性ダミー				−0.41	0.62						
勤務時間×女性ダミー						−0.31	0.22				
家庭仕事時間×女性ダミー								0.45	0.33		
年齢×女性ダミー										0.07	0.03*
定数		0.76	1.99	0.83	1.99	−1.02	2.32	0.81	2.00	2.59	2.15
－２対数尤度		304.5		304.1		302.4		302.7		298.8	
Cox & Snell		0.117		0.118		0.124		0.123		0.135	
Nagelkerke		0.163		0.165		0.173		0.171		0.189	

＋p＜.10,　*p＜.05,　**p＜.01

図表10　年齢×女性ダミーが職場承認感に与える効果の推定値（*b*）



5. 議論

本論では、中学校教員を対象とした質問紙調査のデータを用いて、職場承認感に着目して、教員世界における格差の実態を探ってきた。まず、分析によって得られた結果を整理すると次のようになる。

第一に、教員の職場承認感の分布とその機能について確認した結果、約３割の教員は職場承認感を感じていない実態がある一方、職場承認感は内発的働きがいと強く結びついており、内発的働きがいを支える機能を有している。第二に、職場承認感の規定要因を検討した結果、職場承認感は女性教員ほど低く、非正規教員ほど高い（一般教員と比べて）、そして、勤務校１年目の場合低まる（５年以上の教員と比べて）傾向が

確認された。第三に、女性の職場承認感が低まる背景を吟味した結果、家族役割に関わる要因（配偶者の有無、勤務時間、家庭仕事時間）が職場承認感に与える効果の男女による違いは認められず、一方で、男女によって年齢が職場承認感に与える効果が異なることが確認された。女性の場合、若手のときに職場承認感が低く、その後年齢があがるにつれて職場承認感が高まっていく傾向が認められた。

本論では、教職内の格差について先行研究の整理から「ジェンダー仮説」と「雇用形態仮説」を念頭に置きつつ、職場承認感を規定する要因を探索的に検討したが、ここでの結果からは、雇用形態による職場承認感の格差は認められず、雇用形態仮説は支持されなかった。分析結果から言えば、むしろ非常勤教員のほうが職場承認感は高いという実態が見えてきた。

先行研究では、非正規教員は仕事の範囲が限定的であるにもかかわらず、教職への満足度が高いことや（油布・紅林 2011）、非正規であっても教壇に立てることに魅力を感じていること、職場の人間関係についても満足度が高いこと等が指摘されている（井上・村松 2007）。先行研究の議論を踏まえると、職場において非正規教員に対する限定的な役割期待が、彼らの職場承認感が高めている可能性がある[(4)]。金子（2014b）が指摘するように、教職において非正規雇用の教員が増加している現状は、看過されるものではないが、彼らの職場承認感が特に低いわけではない。しかし、主幹教員の任用も含めて、雇用形態がより多様になれば、雇用格差による不平等も顕在するかもしれない。教員の労働環境をめぐる問題として、今後も注視すべき観点である。

一方、ここでの分析では、様々な要因を統制していても、女性は男性より職場承認感が低まる傾向が認められ、「ジェンダー仮説」を支持する結果が得られた。しかしながら、その背景について検討した結果、家族役割説について支持される結果はえられなかった。他方で追加分析からは、女性の場合、若手のときに職場承認感が低く、その後年齢があがるにつれて職場承認感が高まっていく傾向が確認された。

河上（1990、1999）が指摘するように、中学校において教員の「男性モデル」が根付いているとすれば、ここでの結果は、女性が若手の時に男性モデルの中で職場承認感を得られず、その後年齢を重ねる中で、男性モデルの教員文化に適応していく過程として見ることができる。あるいは、キャリアを重ねることで男性教員と差異化を図りながら、学校内で女性教員独自のポジションを獲得し、職場内の承認を高めているのかもしれない。英国での研究では、子どもに対するケアという営みを女性の教員役割の特徴として位置づけ、ケア役割にコミットメントする女性教員の姿を描かれているが（Acker 1995、Barber 2002）、日本においても中学校段階の女性教員が、女性独自の教員役割を獲得している可能性も考えられる。

本論では変数の制約から、職場承認感のみ着目したが、職務における自律性（例、仕事の時間やペースなどを自分で決められるか）や職場での権威（責任ある立場、指導的立場いるか）などを取り上げて多面的に検討すれば、女性教員が周辺化されているメカニズムをより詳細に明らかにすることができるかもしれない（例えば、Ishida 1995）。また河上の議論のように、教職における「男性中心モデル」の内実を文化的な視点（例えば、指導スタイルや評価基準の男女による違い）から検討すること有効だろう。

本論では「職場承認感」について１変数のみを用いて分析を行ったが、理論的な整合性も含めてよりその内容を吟味していく必要がある。また学校段階によって格差の実態が異なる可能性もある。小学校では女性教員の構成率が高いため、また別の格差が顕在化するかもしれない。このような課題がありつつも、本論では教職内の格差の実態について、一定程度その内実に迫ることができたように思われる。職場承認感の格差が内発的働きがいに強く結びついていることを鑑みれば、教職内の格差が、教員の教育実践、力量形成、キャリアにも影響を与えている可能性がある。近年では、教員の多忙問題が注目され、教員の労働環境について関心が向けられつつあるが（国立教育政策所編 2014）、職業内の格差についても、実証的な研究を更に重ね

ていく必要があるだろう。

＜注＞

(1) 全国の数値は、年齢、性別、学級担任については、教員統計調査（2010年度）より算出（校長･副校長･教頭･養護教諭・養護助教諭・栄養教諭は除外している）。雇用形態については、金子2014bを参照。なお、雇用形態については、「臨時教諭」「臨時講師」「非常勤講師」を「非正規」とする。「主任」については、「教務主任」「生徒指導主任」「研究主任」「学年主任」に該当するものを指す。

(2)「職務自律性」変数については、職場環境について尋ねた「経験を活かすことができる」を使用している。回答方式は４件法であるが、ここでは「そう思う」「ややそう思う」を肯定群として処理し、分析に投入している。

(3) 年齢については、４節の分析では交互作用の影響を観察しやすくするために、連続変数として分析に投入している。

(4) 井上・村松（2007）では、非正規教員の中でも若手ほど職務満足度が高く、年齢が高くなるにつれて満足度が低下していくことが指摘されている。本論が対象とする非正規教員についても、その年齢構成は、20代30.0%、30代16.7%、40代18.3%、50･60代35.0%と、やや若手・ベテラン層に二極化されている。分析では、職場承認感に対する、年齢×非正規ダミーの交互作用項の影響も確認したが、有意な効果は認められなかった。したがって、年齢に関わらず、非正規教員であることが職場承認感を高めていると言えよう。

＜引用文献＞

Abbott, A. 1993 “The sociology of work and occupations”, Annual review of sociology, pp.187-209.

Honneth, Axel 1992, 山本啓・直江清隆訳『承認をめぐる闘争』法政大学出版局 2003.

今村仁司　1998 『近代の労働観』岩波書店.

井上いずみ　村松泰子　2007 「臨時的任用教員の就業意識とその実態」『東京学芸大学紀要 総合教育科学系』Vol.58, 515-531頁.

Ishida, H. 1995 “Gender Inequality in Authority and Autonomy in the Workplace in Japan, Britain, and the United States”, International journal of Japanese sociology, 4(1), pp.75-98.

水上英徳　2005 「労働と承認：ホネット承認論の視角から」東北社会学研究会編『社会学研究』、Vol.78, 73-94頁.

N. Fraser & Honneth, Axel 2002, 加藤泰史監訳『再配分か承認か？』法政大学出版局 2012.

越智康詞・紅林伸幸　2010 「教師へのまなざし，教職への問い」『教育社会学研究』86, 113-136頁.

金子真理子　2014a 「教員文化における『承認の構造』とその分断」日本社会病理学会編『現代の社会病理』No.29, 19-37頁.

金子真理子　2014b 「非正規教員の増加とその問題点」『日本労働研究雑誌』56(4), 42-45頁.

河上婦志子　1990 「女性教員たちは平等になったか」天野正子他編　2009 『ジェンダーと教育』岩波書店、96-108頁.

河上婦志子　1999 「システム内在的差別と女性教員」女性学研究会編『女性学研究』Vol. 5, 83-96頁.

河上婦志子　2014 『20世紀の女性教師』御茶の水書房.

太郎丸博　2009 『若年非正規雇用の社会学』大阪大学出版会.

国際経済労働研究所・日本教職員組合　2010 『教職員の働きがいに関する総合意識調査報告書』国際経済労働研究所.

国立教育政策所編　2014 『教員環境の国際比較―OECD国際教員指導環境調査（TALIS）2013年調査結果報告書』明石書店.

Lortie, D. C. 1975 School teacher: A sociological inquiry. Chicago: University of Chicago Press.

筒井美紀　2011 「職場の人間関係と仕事満足」斉藤友里子・三隅一人『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, 143-158頁.

油布佐和子　2009 『教師という仕事』日本図書センター.

油布佐和子・紅林伸幸　2011 「教育改革は，教職をどのように変容させるか？」『早稲田大学大学院教職研究科紀要』第３号, 19-45頁.

The Social Gap among Teacher Groups: An Analysis of Teachers' Feelings of Recognition from Colleagues in the Workplace

NAKAMURA Akihito

Summary:

This paper examines the social gap and inequality among teachers, focusing on their recognition in the workplace. Through analyzing the data of a questionnaire survey administered to junior high school teachers, the gaps of recognition from other colleagues were analyzed, and the following findings were obtained. First, we checked the responses of teachers' recognition and the function of the recognition, and the data showed that about 30% of the teachers do not feel recognized in the workplace. On the other hand, the sense of workplace recognition was strongly associated with intrinsic job satisfaction. This means that the recognition has a function to support the endogenous rewarding of teachers.

Second, examining the factors of workplace recognition, we found that three factors – gender, status of job, and the number of years working in the school – determine the level of workplace recognition. Concretely, female teachers' recognition feeling was lower than male teachers, and the non-regular faculty teachers' recognition feeling was higher than the general faculty teachers. Finally, the teachers who have worked in the school for one year had a feeling of recognition more than the teachers who have worked in the school for over five years.

Third, examining why female teachers' recognition feeling was lower than male teachers, it was confirmed that the age has different effects on teachers' recognitions by gender. Finally, we discussed the social gap among teachers and the background of why female teachers have been marginalized. In addition, we also pointed out the significance to critically analyze the workplace condition and the social gap in the teaching profession that could affect the job satisfaction, teaching practice, competence formation, and career of teachers.