

## 【研究ノート】

# イギリス従業員代表制度と労働組合

## —組織率が従業員代表制度の形態と機能に与える影響—

British Employee Representation and Trade Union:  
The Influences of the Union Density on the Forms and Function of Employee Representation

藤井浩明<sup>†</sup>

Hiroaki FUJII

木村牧郎<sup>‡</sup>

Makio KIMURA

## 1 課題

イギリスでは長年、労働組合が従業員の代表としての地位を一元的に独占する「シングル・チャンネル・アプローチ」[バーナード, 2006, 40頁] がとられてきた。これは、労組とは別に「事業所委員会」のような企業内の非労組代表組織との情報提供・協議制度をもつドイツの二元的な労使関係と異なり、使用者から団体交渉の当事者として承認を受けた労組が、職場の組合員のなかから選出される非専従の組合代表であるショップ・スチュワードを通じて、企業内の生産や雇用に関する協議、賃金や労働条件に関わる交渉、苦情処理を担う労使関係といえる [小宮, 2006, 297-8頁; デュークス, 2013, 43頁]。しかし2004年に従業員に対する情報提供・協議規則 (The Information and Consultation of Employees Regulations 2004, 以下ICE規則) が立法化され、労組を従業員代表とした労使関係は労組以外の非労組代表とするもの、もしくは労組代表と非労組代表が混在化されたものへと制度形態を転換させる可能性をはらんでいる。

ICE規則はEUにおける一般労使協議指令にともなう国内法整備の必要性から策定された。50人以上規模の事業所を対象として従業員への情報提供及び協議を促進する目的をもち、その従業員代表者は一般の従業員から選出されることが想定されている<sup>1</sup>。ICE規則の職場への効果をめぐっては、250人未満の小規模事業所において労使協議制度 (Joint Consultative Committee) の一定の普及が観察されたものの、全般的な従業員代表制度の普及・定着にはつながっていないとの調査結果もある [Adam et al., 2014, 17]。しかし、数量的な制度の広がりとは別に、実際に制度を導入した事業所においては労使関係に何らかの質的な変化をもたらすものであったのではないだろうか。労働組合組織率の低下にともない、職場における従業員代表の欠落を補うきっかけになりうる可能性を指摘する考察もある [Hall and Terry, 2004]。

とはいえ、労組を従業員の代表に据える労使関係はイギリスにおいて長年にわたって築き上げられたものであり、その強固な下地が簡単に変容するとは考えられない。ICE規則は情報提供および協議を目的とした従業員代表制度の設置を企業に義務化するものではなく、一定数の従業員から従業員代表制度に対する新設要求や現状の制度に対する変更要求がなければ法制度への対応は必要ではない。また、従業員との合意があれば企業が個々の実情に合わせて代表者の選出方法や情報提供・協議事項などの諸ルールを独自に決めることができ、制度の弾力的な運用が可能である。

ICE規則の成立によって従業員代表制度がどのような形態をとるかは、職場における労組の組織率が重要な要因となる。組織率の高い事業所では、労組代表者が従業員の代表者となる根拠や正当性を維持しえるため、依然として労組を一元的な従業員代表とする労使関係が継続する可能性がある。一方、組織率の低い事業所では労組代表が全従業員の意見を代弁する根拠や正当性を持たず、非組合員から制度変更の要求があがりやすくなることに加え、職場における団体交渉や

<sup>†</sup> 金沢星稜大学, Kanazawa Seiryō University

<sup>‡</sup> 名古屋経済大学, Nagoya University of Economics

<sup>1</sup> ICE規則で対象となるのは、当初2005年4月から150人以上規模の事業 (undertakings), 2007年4月から100人以上規模, 2008年4月からは50人以上規模へと段階的に広げられてきた。

労組の影響力を排除したい使用者の意図によって、非労組代表を中心とした新たな従業員代表制度の設置へと動くことも想定される。

ヒアリング調査を通じてICE規則の職場労使関係への影響を分析したHallらは、組織率の高い職場では従来の労使関係が使用者によって疑問視されないのに対して、低い職場において労組代表から非労組代表への「代替」が生じる可能性を示唆した [Hall, et al. 2007, 24]。本稿ではマイクロ・データを利用して、上記のような労働組合の組織率と従業員代表制度の形態（労組代表か非労組代表か）の関係性ととも、職場の組織率が従業員代表制度の機能にどのような影響を及ぼすかを明らかにする。

## 2 データ、分析方法

表1 使用データの組織率別事業所数

組織率	2009年調査	2013年調査
0%	34 (22)	17 (12)
20%未満	15 (10)	5 (4)
20%から39%	20 (13)	26 (19)
40%から59%	34 (22)	28 (20)
60%から79%	30 (19)	34 (25)
80%から99%	20 (13)	25 (18)
100%	3 (2)	3 (2)
合計	156 (100)	138 (100)

注) 単位は事業所数、( ) 内は%。不明のデータ、無回答のデータは除く。

出所) European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, TNS Infratest Sozialforschung (Munich) [2010] と European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions [2015] より著者作成。

従業員代表制度の機能に対する組織率の影響について、調査時期の異なる2つのマイクロ・データを使用して分析を行う。1つは「2009年欧州企業調査」(以下、2009年調査と略す) [European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, TNS Infratest Sozialforschung (Munich), 2010] であり、もう1つは「2013年欧州企業調査」(以下、2013年調査と略す) [European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, 2015] である。ともに事業所の従業員代表者への質問調査の部分を使用する<sup>2</sup>。2009年調査におけるイギリスの従業員代表者への調査数は163事業所で、2013年調査におけるイギリスの従業員代表者への調査数は144事業所であった。2009年調査と2013年調査とでは質問内容が異なっているので、プールド・データやパネル・データとして分析はせず、2時点のクロス・セクション・データとして分析を行う。

表1は本稿が対象とした事業所の組織率の分布を示している。2009年調査と2013年調査ともに組織率が高い事業所が多く、組織率が60%以上の事業所が2009年調査では約34%、2013年調査では約45%を占めている。2018年のイギリスにおける組織率は20.8%であり<sup>3</sup>、本稿で用いたサンプルはそれより高くなっている。

従業員代表制度に対する組織率の影響を分析するため、2009年調査と2013年調査のマイクロ・データを以下のように処理をした(被説明変数については表2、説明変数については表3も参照)。

従業員代表制度の形態や機能を表す変数として、2009年調査からは、組合代表の有無、経営状況に関する情報提供の頻度、雇用にに関する情報提供の頻度、時間外労働に関する情報提供の頻度、賃金決定への影響度を被説明変数とした。2013年調査からは、中心的な従業員代表制度のタイプ、定期的な労使協議の頻度、意見聴取の有無、共同決定の有無、基本給

<sup>2</sup> ミクロ・データはUK Data Service より入手した。このマイクロ・データでは事業所ごとの回答が把握できる。欧州企業調査では人事担当管理職への調査も行われているが、各事業所の組織率は従業員代表者への調査でのみ質問されているため、本稿では従業員代表者への調査のマイクロ・データを使用した。

<sup>3</sup> Trade union statistics 2018 (<https://www.gov.uk/government/statistics/trade-union-statistics-2018> 参照日2021年2月24日) より。

の交渉の有無、業績給の交渉の有無を被説明変数とした。

組合代表の有無については、「組合代表 (recognised shop floor trade union representation) が存在する」と回答した事業所を1、「組合代表は存在せず、非組合代表 (joint consultative committee, employee forum or equivalent body) のみが存在する」と回答した事業所を0とするダミー変数を用いた。なお組合代表が存在すると回答した事業所には、非組合代表も存在し、両者が混在するタイプの事業所も含まれる。

中心的な従業員代表制度のタイプについては、「組合代表」(Recognised shop floor trade union representation) と回答した事業所を1、「非組合代表」(Joint Consultative Committee) と回答した事業所を0とするダミー変数を用いた。

経営状況や雇用、時間外労働に関する経営側からの情報提供の頻度については5件法で回答されており、「少なくとも1月に1回」=5、「1年に数回」=4、「1年に1回」=3、「1年に1回未満」=2、「ない」=1と点数化した。

定期的な労使協議の頻度についても5件法で回答されており、「少なくとも1週に1回」=5、「少なくとも1月に1回」=4、「少なくとも四半期に1回」=3、「少なくとも1年に1回」=2、「1年に1回未満」=1と点数化した。

意見聴取の有無、共同決定の有無、基本給の交渉の有無、業績給の交渉の有無については、「あった」と回答した事業所を1、「なかった」と回答した事業所を0とするダミー変数を用いた。意見聴取の有無、共同決定の有無については過去12ヶ月間にて経営や労働条件に関わる重要な意思決定が行われた事業所の従業員代表者がある際に意見聴取や共同決定が行われたのか否かを回答している。基本給の交渉の有無、業績給の交渉の有無については、2010年から2013年までの間で従業員代表者による交渉が行われたか否かが回答されている。

賃金決定に対する従業員代表制度の影響度については4件法で回答されており、「とても強い」=4、「強い」=3、「弱い」=2、「とても弱い」=1と点数化した。

表2 被説明変数の処理

変数名	内容, 処理の方法
組合代表の有無 (2009年調査)	組合代表が存在する=1, 組合代表が存在しない=0。
経営状況に関する情報提供の頻度 (2009年調査)	少なくとも1月に1回=5, 1年に数回=4, 1年に1回=3, 1年に1回未満=2, ない=1, 分からない=欠損値。
雇用に関する情報提供の頻度 (2009年調査)	少なくとも1月に1回=5, 1年に数回=4, 1年に1回=3, 1年に1回未満=2, ない=1, 分からない=欠損値。
時間外労働に関する情報提供の頻度 (2009年調査)	少なくとも1月に1回=5, 1年に数回=4, 1年に1回=3, 1年に1回未満=2, ない=1, 分からない=欠損値。
賃金決定への影響度 (2009年調査)	とても強い=4, 強い=3, 弱い=2, とても弱い=1, 分からない=欠損値。
中心的な従業員代表制度のタイプ (2013年調査)	組合代表=1, 非組合代表=0。
定期的な労使協議の頻度 (2013年調査)	少なくとも1週に1回=5, 少なくとも1月に1回=4, 少なくとも四半期に1回=3, 少なくとも1年に1回=2, 1年に1回未満=1, 分からない=欠損値。
意見聴取の有無 (2013年調査)	過去12ヶ月間にて経営や労働条件に関わる重要な意思決定が行われた事業所において、従業員代表者に対して意見聴取が行われた=1, 意見聴取は行われなかった=0, 重要な意思決定は行われなかった, または分からない=欠損値。
共同決定の有無 (2013年調査)	過去12ヶ月間にて経営や労働条件に関わる重要な意思決定が行われた事業所において、経営者と従業員代表者との共同決定が行われた=1, 共同決定は行われなかった=0, 重要な意思決定は行われなかった, または分からない=欠損値。
基本給の交渉の有無 (2013年調査)	2010年から2013年における従業員代表者による基本給の交渉について、行われた=1, 行われなかった=0, 無回答, または分からない=欠損値。
業績給の交渉の有無 (2013年調査)	2010年から2013年における従業員代表者による業績給の交渉について、行われた=1, 行われなかった=0, 無回答, または分からない=欠損値。

出所) 表1と同じ。

説明変数については、労働組合の影響力を表す変数として事業所の組織率を使用した。その他、労働組合以外に従業員代表制度の形態や機能に影響を及ぼす要因について、事業所の特性に関するデータ (産業, 本社機能, 事業所規模) をコントロール変数として加えた。

組織率については、事業所の従業員に占める組合員の割合に対する回答値を使用した。2009年調査では階級で回答し

表3 説明変数の処理

変数名	内容, 処理の方法
組織率	事業所の従業員に占める組合加入者の割合。 階級で回答した事業所については, 以下のように処理をした。 いない = 0, 20%未満 = 10, 20%から39% = 30, 40%から59% = 50, 60%から79% = 70, 80%から99% = 90, 全員 = 100, 無回答, または分からない = 欠損値。
公的部門ダミー	公的部門 = 1, 民間の製造業とサービス業 = 0。
本社機能ダミー	単一事業所もしくは本社 = 1, 複数事業所の支部・支社・工場 = 0, 無回答, 分からない = 欠損値。
事業所規模ダミー	従業員数250人以上をベースとして, 10人から49人, 50人から249人で区分。

注) 2009年調査のデータと2013年調査のデータとで同じ処理を行った。

出所) 表1と同じ。

た事業所が一部あり, また2013年調査ではすべて階級で回答されている。階級で回答した事業所については階級値を採用し, 「いない」 = 0, 「20%未満」 = 10, 「20%から39%」 = 30, 「40%から59%」 = 50, 「60%から79%」 = 70, 「80%から99%」 = 90, 「全員」 = 100と変数化した。

産業の特性については, 公的部門と民間部門とを区分し, 公的部門 = 1, 民間の製造業とサービス業 = 0とするダミー変数(変数名: 公的部門ダミー)を加えた。

本社機能については, 本社機能を有する事業所と本社機能を有しない事業所とを区分するため, 本社や単一事業所を1, 複数の事業所を持つ企業であって, その企業の本社以外の事業所を0とするダミー変数(変数名: 本社機能ダミー)を加えた。

事業所の従業員数については, 「10人から49人」, 「50人から249人」, 「250人以上」で区分し, 「250人以上」をベースとするダミー変数(変数名: 事業所規模ダミー)を加えた。

以上のようにデータを整えた結果, 2009年調査の変数の記述統計は表4, 2013年調査の変数の記述統計は表5, 2009年調査の変数の相関係数は表6, 2013年調査の変数の相関係数は表7のとおりとなった。分析はロジスティック回帰分析を用いて, いずれの推定においても係数の検定は有意水準5%とした。

表4 記述統計 (2009年調査)

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数
組合代表の有無 (有 = 1, 無 = 0)	0.711	0.455	0	1	156
経営状況に関する情報提供の頻度 (5~1)	3.612	1.312	1	5	152
雇用に関する情報提供の頻度 (5~1)	3.797	1.364	1	5	153
時間外労働に関する情報提供の頻度 (5~1)	2.468	1.769	1	5	124
賃金決定への影響度 (4~1)	2.336	1.087	1	4	143
組織率 (%)	41.026	31.494	0	100	156
公的部門ダミー (公的部門 = 1)	0.359	0.481	0	1	156
本社機能ダミー (本社機能あり = 1)	0.808	0.395	0	1	156
事業所規模 (10-49人) ダミー	0.147	0.356	0	1	156
事業所規模 (50-249人) ダミー	0.321	0.468	0	1	156

出所) European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, TNS Infratest Sozialforschung (Munich) [2010] より著者作成。

表5 記述統計 (2013年調査)

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数
中心的な従業員代表制度のタイプ (組合代表=1, 非組合代表=0)	0.819	0.387	0	1	138
定期的な労使協議の頻度 (5~1)	3.456	1.039	1	5	136
意見聴取の有無 (有=1, 無=0)	0.714	0.454	0	1	91
共同決定の有無 (有=1, 無=0)	0.538	0.501	0	1	91
基本給の交渉の有無 (有=1, 無=0)	0.679	0.469	0	1	137
業績給の交渉の有無 (有=1, 無=0)	0.372	0.485	0	1	137
組織率 (%)	51.884	29.781	0	100	138
公的部門ダミー (公的部門=1)	0.196	0.398	0	1	138
本社機能ダミー (本社機能あり=1)	0.717	0.452	0	1	138
事業所規模 (10-49人) ダミー	0.116	0.321	0	1	138
事業所規模 (50-249人) ダミー	0.449	0.499	0	1	138

出所) European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions [2015] より著者作成。

表6 変数の相関係数(2009年調査)

	1	2	3	4	5
1 組合代表の有無					
2 経営状況に関する情報提供の頻度	-0.203				
3 雇用に関する情報提供の頻度	-0.075	0.517			
4 時間外労働に関する情報提供の頻度	-0.052	0.345	0.348		
5 賃金決定への影響度	0.203	0.051	0.124	0.124	
6 組織率	0.696	-0.060	-0.009	0.056	0.247
7 公的部門ダミー	0.270	-0.169	-0.031	-0.284	-0.020
8 本社機能ダミー	-0.023	0.022	-0.097	-0.106	0.023
9 事業所規模 (10-49人) ダミー	-0.174	0.013	0.009	0.099	-0.056
10 事業所規模 (50-249人) ダミー	-0.078	0.024	-0.011	0.086	0.121
	6	7	8	9	
7 公的部門ダミー	0.196				
8 本社機能ダミー	-0.058	0.230			
9 事業所規模 (10-49人) ダミー	-0.236	-0.047	0.157		
10 事業所規模 (50-249人) ダミー	0.032	-0.199	-0.188	-0.286	

出所) 表4と同じ。

表7 変数の相関係数(2013年調査)

	1	2	3	4	5
1 中心的な従業員代表制度のタイプ					
2 定期的な労使協議の頻度	0.081				
3 意見聴取の有無	0.067	0.257			
4 共同決定の有無	0.033	0.216	0.537		
5 基本給の交渉の有無	0.259	0.211	0.115	-0.010	
6 業績給の交渉の有無	0.117	0.044	0.143	0.132	0.271
7 組織率	0.651	0.226	-0.012	-0.058	0.398
8 公的部門ダミー	0.137	0.173	0.192	0.072	-0.013
9 本社機能ダミー	-0.128	-0.122	-0.038	-0.071	-0.087
10 事業所規模 (10-49人) ダミー	-0.006	-0.161	-0.011	0.043	-0.188
11 事業所規模 (50-249人) ダミー	-0.029	-0.162	-0.036	-0.062	-0.034
	6	7	8	9	10
7 組織率	0.079				
8 公的部門ダミー	0.226	0.116			
9 本社機能ダミー	0.051	-0.177	0.228		
10 事業所規模 (10-49人) ダミー	-0.092	-0.031	-0.064	-0.125	
11 事業所規模 (50-249人) ダミー	0.149	-0.097	-0.005	0.114	-0.327

出所) 表5と同じ。

### 3 推定結果

#### (1) 従業員代表制度の形態に対する組織率の影響

表8 組合代表の有無を被説明変数とするロジスティック回帰分析の結果(2009年調査)

被説明変数：組合代表の有無（組合代表が存在する = 1， 組合代表が存在しない = 0）			
	係数	標準誤差	限界効果
組織率	0.110	0.021 ***	0.009
公的部門ダミー	1.015	0.692	0.080
本社機能ダミー	0.513	0.776	0.040
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）			
10-49人	-0.120	0.766	-0.009
50-249人	-1.250	0.709	-0.098
定数項	-1.950	0.837 **	-0.153
サンプル数	156		
尤度比検定量 $\chi^2$	109.341 ***		
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.583		

注) \*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。

出所) 表4と同じ。

表9 中心的な従業員代表制度のタイプを被説明変数とするロジスティック回帰分析の結果(2013年調査)

被説明変数：中心的な従業員代表制度のタイプ（組合代表 = 1， 非組合代表 = 0）			
	係数	標準誤差	限界効果
組織率	0.108	0.022 ***	0.007
公的部門ダミー	0.827	1.022	0.050
本社機能ダミー	-0.867	0.889	-0.053
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）			
10-49人	1.292	1.233	0.050
50-249人	0.724	0.783	0.078
定数項	-1.923	1.065	-0.117
サンプル数	138		
尤度比検定量 $\chi^2$	74.966 ***		
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.574		

注) \*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。

出所) 表5と同じ。

表8は事業所における組合代表の有無と組織率との関係について分析した結果である。組織率は組合代表の有無に有意な影響を与えており、その係数は正である。組織率が1%上昇すると、事業所に組合代表が存在する確率は0.9%上昇する。表9は事業所における中心的な従業員代表制度のタイプと組織率との関係について分析した結果である。組織率は中心的な従業員代表制度のタイプに有意な影響を与えており、組織率の係数は正である。組織率が1%上昇すると、中心的な従業員代表制度が組合代表となる確率は0.7%上昇すると推定される。組織率が高い事業所の方が、組合代表が存在する確率と組合代表が中心的な従業員代表制度となる確率は高くなる。労組が従業員代表権を得るには、事業所に組合員が一定割合存在することが必要であると推測される。

## (2) 従業員代表者による情報提供・協議に対する組織率の影響

表10 経営状況に関する情報提供の頻度を被説明変数とする順序ロジスティック回帰分析の結果 (2009年調査)

被説明変数：経営状況に関する情報提供の頻度（少なくとも1月に1回=5，1年に数回=4，1年に1回=3，1年に1回未満=2，ない=1）

	係数	標準 誤差	限界効果				
			頻度1	頻度2	頻度3	頻度4	頻度5
組織率	0.001	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
公的部門ダミー	-0.684	0.342 **	0.087	0.009	0.052	-0.018	-0.130
本社機能ダミー	0.087	0.404	-0.011	-0.001	-0.007	0.002	0.017
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）							
10-49人	0.039	0.447	-0.005	-0.001	-0.003	0.001	0.007
50-249人	-0.118	0.346	0.015	0.002	0.009	-0.003	-0.022
閾値							
1 2	-1.909	0.482 ***					
2 3	-1.760	0.477 ***					
3 4	-0.876	0.453 *					
4 5	0.903	0.448 **					
サンプル数	152						
尤度比検定量 $\chi^2$	4.189						
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.010						

注) \*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。

出所) 表4と同じ。

表11 雇用に関する情報提供の頻度を被説明変数とする順序ロジスティック回帰分析の結果 (2009年調査)

被説明変数：雇用に関する情報提供の頻度（少なくとも1月に1回=5，1年に数回=4，1年に1回=3，1年に1回未満=2，ない=1）

	係数	標準 誤差	限界効果				
			頻度1	頻度2	頻度3	頻度4	頻度5
組織率	0.001	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
公的部門ダミー	-0.144	0.331	0.019	0.001	0.007	0.006	-0.033
本社機能ダミー	-0.651	0.407	0.085	0.003	0.032	0.029	-0.148
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）							
10-49人	0.314	0.467	-0.041	-0.001	-0.015	-0.014	0.072
50-249人	-0.125	0.338	0.016	0.001	0.006	0.006	-0.029
閾値							
1 2	-2.237	0.484 ***					
2 3	-2.189	0.482 ***					
3 4	-1.659	0.466 ***					
4 5	0.033	0.442					
サンプル数	153						
尤度比検定量 $\chi^2$	3.562						
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.009						

注) \*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。

出所) 表4と同じ。

表12 時間外労働に関する情報提供の頻度を被説明変数とする順序ロジスティック回帰分析の結果（2009年調査）

被説明変数：時間外労働に関する情報提供の頻度（少なくとも1月に1回=5，1年に数回=4，1年に1回=3，1年に1回未満=2，ない=1）

	係数	標準 誤差	限界効果				
			頻度1	頻度2	頻度3	頻度4	頻度5
組織率	0.009	0.006	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.002
公的部門ダミー	-1.245	0.434 ***	0.276	-0.005	-0.007	-0.046	-0.218
本社機能ダミー	-0.163	0.460	0.036	-0.001	-0.001	-0.006	-0.029
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）							
10-49人	0.937	0.569	-0.208	0.004	0.005	0.035	0.164
50-249人	0.320	0.402	-0.071	0.001	0.002	0.012	0.056
閾値							
1 2	0.286	0.543					
2 3	0.466	0.545					
3 4	0.616	0.546					
4 5	1.249	0.555 **					
サンプル数	124						
尤度比検定量 $\chi^2$	14.367						
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.005						

注) \*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。

出所) 表4と同じ。

表13 定期的な労使協議の頻度を被説明変数とする順序ロジスティック回帰分析の結果（2013年調査）

被説明変数：定期的な労使協議の頻度（少なくとも1週に1回=5，少なくとも1月に1回=4，少なくとも四半期に1回=3，少なくとも1年に1回=2，1年に1回未満=1）

	係数	標準 誤差	限界効果				
			頻度1	頻度2	頻度3	頻度4	頻度5
組織率	0.010	0.005 *	-0.000	-0.001	-0.001	0.001	0.001
公的部門ダミー	0.961	0.420 **	-0.045	-0.067	-0.094	0.093	0.113
本社機能ダミー	-0.736	0.393 *	0.035	0.051	0.072	-0.071	-0.087
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）							
10-49人	-1.616	0.549 ***	0.076	0.113	0.157	-0.156	-0.190
50-249人	-0.883	0.346 ***	0.042	0.062	0.086	-0.085	-0.104
閾値							
1 2	-3.610	0.635 ***					
2 3	-2.363	0.559 ***					
3 4	-0.430	0.516					
4 5	1.575	0.531 ***					
サンプル数	136						
尤度比検定量 $\chi^2$	26.616 ***						
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.069						

注) \*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。

出所) 表5と同じ。



表14 意見聴取の有無を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果 (2013年調査)

被説明変数：意見聴取の有無 (有 = 1, 無 = 0)			
	係数	標準誤差	限界効果
組織率	-0.005	0.009	-0.001
公的部門ダミー	1.517	0.809 *	0.295
本社機能ダミー	-0.440	0.546	-0.085
事業所規模ダミー (ベース：250人以上)			
10-49人	-0.170	0.790	-0.033
50-249人	-0.268	0.519	-0.052
定数項	1.395	0.775 *	0.271
サンプル数	91		
尤度比検定量 $\chi^2$	4.913		
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.045		

注) 過去12ヶ月間で経営や労働条件に関わる重要な意思決定が行われた事業所のみが対象である。\*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。出所) 表5と同じ。

表15 共同決定の有無を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果 (2013年調査)

被説明変数：共同決定の有無 (有 = 1, 無 = 0)			
	係数	標準誤差	限界効果
組織率	-0.007	0.008	-0.002
公的部門ダミー	0.561	0.561	0.136
本社機能ダミー	-0.445	0.493	-0.108
事業所規模ダミー (ベース：250人以上)			
10-49人	0.127	0.728	0.031
50-249人	-0.296	0.461	-0.072
定数項	0.856	0.694	0.207
サンプル数	91		
尤度比検定量 $\chi^2$	2.370		
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.019		

注) 過去12ヶ月間で経営や労働条件に関わる重要な意思決定が行われた事業所のみが対象である。\*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。出所) 表5と同じ。

2009年調査では情報提供の頻度について、経営状況、雇用、時間外労働に情報内容を分類して回答されているが、いずれも組織率は情報提供の頻度に有意な影響は与えていない(表10, 表11, 表12を参照)。その他の変数では、公的部門ダミーは経営状況と時間外労働に関する情報提供の頻度に対して有意であり、その係数は負であった。公的部門では民間部門と比較して、経営状況に関する情報提供については、少なくとも1月に1回開催される確率は約13.0%低くなり、時間外労働に関する情報提供については、少なくとも1月に1回開催される確率は約21.8%低くなる。

2013年調査では対象を限定せず、定期的な労使協議の頻度について回答されているが、労使協議の頻度に対する影響についても、組織率は有意でなかった(表13を参照)。2013年調査において、労使協議の頻度に有意な影響を与えている変数に公的部門ダミーと事業所規模ダミーがあった。公的部門ダミーの係数は正であり、2009年調査の情報提供の頻度とは異なる結果となった。公的部門では、労使協議が少なくとも1週に1回開催される確率は民間部門よりも約11.3%高くなる。また、事業所規模ダミーについては、「10-49人」、「50-249人」とともに係数は負であり、事業所の規模が小さくなると労使協議の頻度は低くなる。10人から49人の規模の事業所では、労使協議が少なくとも1週に1回開催される確率は250人以上の規模の事業所より約19.0%低く、50人から249人の規模の事業所では、労使協議が少なくとも1週に1回開催される確率は250人以上の規模の事業所より約10.4%低くなる。

表14と表15は従業員代表者への意見聴取の有無、共同決定の有無に対して、組織率が与える影響を分析した結果である。組織率は意見聴取の有無、共同決定の有無のいずれにも有意な影響を与えていなかった。

## (3) 従業員代表者による賃金交渉に対する組織率の影響

表16 従業員代表者による基本給の交渉の有無を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果（2013年調査）

被説明変数：基本給の交渉の有無（有=1，無=0）			
	係数	標準誤差	限界効果
組織率	0.033	0.008 ***	0.006
公的部門ダミー	-0.480	0.521	-0.083
本社機能ダミー	-0.248	0.513	-0.043
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）			
10-49人	-1.571	0.666 **	-0.273
50-249人	-0.306	0.447	-0.053
定数項	-0.184	0.630	-0.032
サンプル数	137		
尤度比検定量 $\chi^2$	28.792 ***		
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.167		

注) 2010年から2013年の間で交渉が行われたか否かを被説明変数としている。\*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。  
出所) 表5と同じ。

表17 従業員代表者による業績給の交渉の有無を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果（2013年調査）

被説明変数：業績給の交渉の有無（有=1，無=0）			
	係数	標準誤差	限界効果
組織率	0.005	0.007	0.001
公的部門ダミー	1.139	0.470 **	0.245
本社機能ダミー	-0.046	0.436	-0.010
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）			
10-49人	-0.227	0.663	-0.049
50-249人	0.662	0.396 *	0.142
定数項	-1.299	0.590 **	-0.279
サンプル数	137		
尤度比検定量 $\chi^2$	10.953 *		
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.061		

注) 2010年から2013年の間で交渉が行われたか否かを被説明変数としている。\*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。  
出所) 表5と同じ。

表18 賃金決定に対する従業員代表制度の影響度を被説明変数とする順序ロジスティック回帰分析の結果（2009年調査）

被説明変数：賃金決定への影響度（とても強い=4，強い=3，弱い=2，とても弱い=1）						
	係数	標準誤差	限界効果			
			影響1	影響2	影響3	影響4
組織率	0.015	0.005 ***	-0.003	0.000	0.002	0.002
公的部門ダミー	-0.183	0.333	0.037	0.006	-0.019	-0.024
本社機能ダミー	0.295	0.408	-0.060	-0.009	0.031	0.038
事業所規模ダミー（ベース：250人以上）						
10-49人	0.126	0.474	-0.026	-0.004	0.013	0.016
50-249人	0.467	0.343	-0.095	-0.014	0.049	0.061
閾値						
1 2	0.118	0.462				
2 3	0.990	0.469 **				
3 4	2.697	0.516 ***				
サンプル数	143					
尤度比検定量 $\chi^2$	11.433 **					
擬似R <sup>2</sup> (McFadden)	0.030					

注) 影響度は従業員代表者の評価である。\*\*\* p<0.01, \*\* P<0.05, \* P<0.10。  
出所) 表4と同じ。

表16は、組織率が従業員代表者による基本給の交渉に与える影響を分析した結果である。組織率は基本給の交渉の有無に有意な影響を与えている。組織率の係数は正であり、組織率が高い事業所では、従業員代表者による基本給の交渉が行われる確率が高く、組織率が1%上昇すると、基本給の交渉が行われる確率は約0.6%上昇する。その他、基本給の交渉に有意な影響を与えている変数に事業所規模ダミー（10-49人）があった、10-49人規模の事業所では、250人以上の規模の事業所と比べて、従業員代表者による基本給の交渉が行われる確率は約27.3%低くなる。

表17は、組織率が従業員代表者による業績給の交渉に与える影響を分析した結果である。組織率は業績給の交渉の有無に有意な影響を与えていない。業績給の交渉の有無に対しては公的部門ダミーが有意であり、係数は正となっている。公的部門の方が従業員代表者による業績給の交渉が行われる確率は高く、その確率は民間部門と比べて約24.5%高くなる。基本給の交渉については、民間部門と公的部門とで有意な差はないが、業績給の交渉については、民間部門と公的部門とで有意な差があることから、公的部門の従業員代表制度の方が賃金交渉の範囲を広く設定していることが推測される。

表18は賃金決定に対する従業員代表制度の影響度と組織率との関係について分析した結果を示している。影響度は従業員代表者による評価であることには留意が必要であるが、組織率と賃金決定に対する従業員代表制度の影響度には有意な関係があり、係数は正となった。組織率が高い事業所の方が、賃金決定に対する従業員代表制度の影響度は強いと評価されており、組織率が1%上昇すると、賃金決定への影響度が「とても強い」と評価する確率は0.2%上昇する。

#### 4 結論

事業所における労組の影響力によって、従業員代表制度の機能が変化するのかを明らかにするため、本稿では事業所の組織率が従業員代表制度の形態と機能に与える影響を分析した。

組織率は従業員代表制度の形態に有意な影響を与えており、組織率が高い事業所では組合代表が存在する確率と組合代表が中心的な従業員代表制度となる確率が高く、労組が事業所の従業員代表権を得るには一定の組織率が必要であることが示唆される。

組織率が高い事業所では、従業員代表制度に対する労組の影響力は強いと考えられるが、組織率は労使協議の頻度と有無に有意な影響を与えていない。事業所において労組の影響力が強くても、それによって従業員代表者による労使協議を促すことはないと推定される。

ただし、従業員代表者による基本給の交渉や賃金決定については、組織率は有意な影響を与えており、組織率が高い事業所の方が従業員代表者による基本給の交渉が行われる確率は高く、賃金決定への影響度も高くなるという結果であった。組織率が高い事業所では、労組が従業員代表制度を利用して基本給の交渉が実現し、賃金決定に関与している。労組の影響力が強い事業所では、賃金交渉の手段として従業員代表制度が機能しているといえる。

本稿の分析から、組織率は従業員代表者による労使協議の実施には影響を与えていないが、賃金交渉には影響を与えているという結論に至った。しかし本稿の分析にはいくつかの留意すべき点が存在する。1点目は、2009年調査と2013年調査ともに組織率が把握できるサンプル数は少なく、さらに組織率が高い事業所にサンプルが偏っていることである。2点目は、従業員代表制度のタイプを組合代表と非組合代表の2つに分類した点である。1つの事業所に複数の労組が存在し、従業員代表機関が複数存在する事業所もある。また、組合代表と非組合代表とが併存している事業所もある。従業員代表制度の形態は多様であり、様々な分類が考えられるが、本稿の分析は従業員代表制度の多様さに対応していない。もっとも、従業員代表制度が存在しない事業所も多く存在する。そうした事業所は本稿で使用したサンプルには含まれていない。従業員代表制度が存在しない事業所の組織率については不明である。3点目は、時期による変化を考察できていない点である。組織率の影響は2009年調査と2013年調査とで同様の結果となったが、事業所が公的部門であることの影響については、情報提供や労使協議において2009年調査と2013年調査とで異なる結果となった。こうした調査時期の差異については分析できていない。

---

## 参考文献

- 小宮文人, 2006, 『現代イギリス雇用法—その歴史的展開と政策的特徴』 信山社。
- ルース・デュークス (濱口桂一郎訳), 2013, 「イギリスにおける企業レベル被用者代表制度」『日本労働研究雑誌』, No.630, 2013年1月, 42-56頁。
- キャサリン・バーナード (神吉知郁子訳), 2006, 「イギリスにおける労働者代表制度」『日本労働研究雑誌』, No.555, 2006年10月, 40-52頁。
- Adam, Duncan., Purcell, John. and Hall, Mark., 2014, *Joint consultative committees under the Information and Consultation of Employees Regulations: A WERS analysis*, (ACAS Research Paper), Ref: 04/14.
- European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, TNS Infratest Sozialforschung (Munich), 2010, *European Company Survey, 2009*. [data collection]. UK Data Service. SN: 6568, <http://doi.org/10.5255/UKDA-SN-6568-1>.
- European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, 2015, *European Company Survey 2013*. [data collection]. UK Data Service. SN: 7735, <http://doi.org/10.5255/UKDA-SN-7735-1>.
- Hall, Mark., Hutchinson, Sue., Parker, Jane., Purcell, John. and Terry, Michael., 2007, *Implementing information and consultation: early experience under the ICE Regulations*, Employment Relations Research Series No.88, Department for Business Enterprise & Regulatory Reform.
- Hall, Mark. and Terry, Mike., 2004, “*The Emerging System of Statutory Worker Representation*” in Healy, Geraldine., Heery, Edmund., Taylor, Phil. and Brown, William. (ed.), 2004, *The future of worker representation*, Palgrave Macmillan, 207-228.