慶應義塾大学学術情報リポジトリ

Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	イギリス国民はEU離脱投票でどの程度迷いなく投票したか? : 年齢, 階級, 学歴属性から見た仮説的検証
Sub Title	An analysis of UK's EU referendum from the perspectives of age, social class and educational background
Author	大西, 広(Onishi, Hiroshi) 秦, 雄一(Qin, Xiongyi)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2017
Jtitle	三田学会雑誌 (Mita journal of economics). Vol.109, No.4 (2017. 1) ,p.723(169)- 731(177)
JaLC DOI	10.14991/001.20170101-0169
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20170101-0169

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって 保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.



イギリス国民はEU離脱投票でどの程度 迷いなく投票したか?

----年齢、階級、学歴属性から見た仮説的検証----

大西 広*·秦 雄一**

I はじめに

多数決投票のパラドックスには「オストロゴルスキー・パラドックス」と言われるものがあり、代議制による決定が有権者の真の意見分布をうまく反映できない場合のありうることを示している。これは複数の争点を持つ選挙において全面的に同意しない政党にも「次善の策」として選挙民が投票することから生じる問題であるが、その意味では実はこれと似た問題が直接投票の背後でも生じうる。選挙民の選好とは本質的にはその持っている諸属性が規定するもので、ということは、一般に複数の属性を併せ持つ有権者は、そのある属性としてはある政策を選好するが、同時に持

つ他の属性として別の政策を選好する可能性を十分に持っているからである。そして、この場合、有権者が直接投票の際に切り捨てた属性の方が「多数派」たる属性である可能性があるのである。本稿ではこの問題をイギリスの EU 離脱投票を事例として研究するが、たとえばこの場合、ある有権者は年齢的には残留が利益であっても、階級的・学歴的には離脱が利益となるような場合などを問題とする。このようなジレンマを多くの国民は持ちつつも、最終的にはどちらかの判断を行った結果が先の投票であったのである。

筆者たちはこのような問題にオストロゴルスキー・パラドックスをヒントとして気づいたが、もちろん、それとの差異も重要である。オストロゴルスキー・パラドックスは代議制

^{*} 慶應義塾大学経済学部

^{**} 慶應義塾大学経済学部経済学科

± 4	ナフトロゴリフキ .	パード・カフの車例	(政党 X と政党 Y の選択)
त्र⊽]	オストロコルスキー・	ハフトックスの事物	

有権者タイプ	政策 1	政策 2	政策 3	選択される政党
A (20 %)	Y	X	X	X
B (20 %)	X	Y	X	X
C (20 %)	X	X	Y	X
D (40 %)	Y	Y	Y	Y
多数決の結果	Y	Y	Y	X

出所) Rae & Dault(1976), p.394.

における問題点を指摘するものであるが、本稿の主眼は直接投票でも似た問題が生じうることを論じるものだからである。また、この「似た問題」といっても、本稿で扱う際には、異なる決定方式が異なる結果を生むというのではなく、有権者の心の中に残る「ジレンマ」の程度を問題とするものにすぎない。このため、本稿ではまず第II節において、そうした定式化レベルの整理を行い、その上で第III節においてイギリス国民投票における基本的な利害関係を抽出し、第IV節では人口構成の仮説的な推計によって上記の「ジレンマ」の存在を検証する。最後に、この研究の持つインプリケーションを整理する。

II 問題の設定

Rae & Dault (1976) が定式化した「オストロゴルスキー・パラドックス」とは、異なるイシューごとの直接投票での投票結果と代議制による投票結果が異なるケースの存在することを言うもので、そこで示された状況は上の表のようなものであった。すなわち、今、4種類のカテゴリーに分類される有権者が3種類の政策を見て政党支持をX党にするかY党にするか考えているとしよう。この時、有権

者は3種の政策ともに意見が一致しなくとも. 2つまで一致すればその政党を支持するもの とすると、3種の政策について表1のような 選好を持つ4タイプの有権者グループA,B, C, D はそれぞれ政党 X, X, X, Y を支持す るだろう。この場合、有権者グループA、B、 C, Dの人口比が20%, 20%, 20%, 40%で あれば、政党 X は 60 %の得票を得て 40 % し かとれない政党 Y に勝利することとなり、3 種の政策とも政党 X のものが実現されること となる。しかし、もしここで3種の政策それ ぞれについて直接投票をするなら結果は全く 逆に、表1の表側にあるような形で政党 Y の 政策がどの政策についても60%の得票で選 択されることとなる。こうして代議制民主主 義をとるか、直接投票をとるかによって結果 が異なってしまうという状況が「オストロゴ ルスキー・パラドックス」として定式化され ているのである。

この議論は極めて興味深いものであるが、本稿が問題とするのは、当初に各有権者グループがそれぞれの政策に対して持つ「選好」自体も単純なものではないことである。というのは、各人の「選好」とは経済学的にはどのような利害関係を持つかという問題であるが、その利害関係を規定する各人の属性は単純、単一な

表 2 直接投票の背後に想定される投票者各人のジレンマ(政策 X と政策 Y の選択)

有権者タイプ	属性 1	属性 2	属性 3	選択される政策
A (20 %)	pro-Y	pro-X	pro-X	X
B (20 %)	pro-X	pro-Y	pro-X	X
C (20 %)	pro-X	pro-X	pro-Y	X
D (40 %)	pro-Y	pro-Y	pro-Y	Y
多数派	pro-Y	pro-Y	pro-Y	X

出所)表1の修正版。

表3 本稿が目標とするイギリス EU 離脱投票の分析表

有権者タイプ	年齢	社会階級	学歴	選択される政策
A	pro-残留	pro-残留	pro-残留	残留
В	pro-残留	pro-残留	pro-離脱	残留
С	pro-残留	pro-離脱	pro-残留	残留
D	pro-残留	pro-離脱	pro-離脱	離脱
E	pro-離脱	pro-残留	pro-残留	残留
F	pro-離脱	pro-残留	pro-離脱	離脱
G	pro-離脱	pro-離脱	pro-残留	離脱
Н	pro-離脱	pro-離脱	pro-離脱	離脱
残留支持者の比率	?	?	?	?

出所)表2の修正版。

ものではなく、たとえば、階級、性別、職業、学歴などによって異なっている。そして、このため、各人は階級的には政策 X が利益となっても性別的には政策 Y が利益となるといった状況を持ちうるのであって、したがって結局、各人はその属性ごとに損得勘定を全体として勘案して最終的な投票行動をすることになるからである。これは代議制の際の投票においてだけではなく、直接投票においても発生する問題、たとえば今回のイギリスの EU 離脱投票でも発生しているはずである。この状況は表 2 で表されている。

こうして、政策 X と政策 Y たる EU からの離脱/残留の投票行動を分析する枠組みが設定されたが、ここで問題となった諸属性は、

年齢、社会階級および学歴である。後に見るように各種のEU離脱投票の分析では年齢別、社会階級別、学歴別に投票行動に極めて大きな相違があったからである。そして、もしこの3属性がそれぞれ2種類のカテゴリーに分類されるとすると、そこでは総有権者は合計2×2×2=8種類のタイプに分類できることとなる。こうして、本稿では、この8種類の有権者タイプの人口比を推計し、それによって上に述べたような政策選択における投票者各人のジレンマ状況の実際を数値化することになる。具体的には表3のような形の表を作成することとなる。

なお,学歴推計の便宜などもあって,「社 会階級」は実際には2分類ではなく3分類

表 4 年齢別、社会階級別および学歴別の投票行動

属性		残留への投票率	離脱への投票率
	18-24 歳	73 %	27 %
	25-34 歳	62 %	38 %
年齢別	35-44 歳	52 %	48 %
一一图印加	45-54 歳	44 %	56 %
	55-64 歳	43 %	57 %
	65 歳以上	40 %	60 %
	AB 階層	57 %	43 %
社会階級別	C1 階層	49 %	51 %
江云阳极加	C2 階層	36 %	64 %
	DF 階層	36 %	64 %
	学歴なし	28 %	72 %
	Level 1	35 %	65 %
学歴別	Level 2	36 %	64 %
	Level 3	53 %	47 %
	Level 4	66 %	34 %

データ出所) 年齢別および社会階級別データは Ashcroft (2016), 学歴別デー タは YouGov (2016)

としたので左端の「有権者タイプ」の分類は $2 \times 2 \times 2 = 8$ ではなく, $2 \times 3 \times 2 = 12$ 分類 となっている。が、基本構造に変化はない。

III イギリス国民投票における諸属 性別の投票行動

今回のイギリスの国民投票についての詳細な分析はネット上にも満ち溢れているが、たとえば2016年6月26日付けの時事ニュースでは、ロンドン・スクール・オブ・エコノミクス(LSE)のサイモン・ヒックス教授が「移民により利益を得る都市在住で高学歴のコスモポリタン(国際人)」と「移民から雇用などの脅威を受ける、地方在住で恵まれていないと感じている旧世代」との構図としての総括をしている。ここでは、世代要因、学歴要因、職業要因と居住地要因が明示的/非明示的に示されているが、居住地別のデータを数値化

することの困難さから本稿では「居住地変数」 は排除している。そうすると、残る3要因は、 年齢、社会階級および学歴の3つの属性とし て整理されることになる。実際、投票分析を 行った Ashcroft (2016) や YouGov (2016) のデータでは、表4に見るように若年層ほど 残留, 高齢層ほど離脱, ハイクラスほど残留, ロークラスほど離脱という傾向が明確に見て 取れる。ここで、社会階級の「AB」とはより 高位ないし中位の経営・管理職、「C1」は低位 の経営・管理・監督職、「C2」は熟練作業員、 「DF」は半非熟練作業員および失業者などを 意味している。また、学歴別にも高学歴ほど 残留, 低学歴ほど離脱となっている。ここで, レベル 3 は後期中等教育(高校). レベル 4 は 大学に相当する。レベル 1,2 はそれ以下であ (1)

したがって, 本稿では年齢別, 社会階級別

表 5 イギリス社会階級別の「大学に進学するか」との質問に対する回答

社会階級	する	多分する	しない
C1	22.9 %	20.0 %	57.1 %
C2	13.8 %	12.0 %	74.2 %
D	9.6 %	18.3 %	72.1 %
E	10.1 %	17.6 %	72.3 %

出所) Gilchrist, Phillips & Ross (2003), p.83.

および学歴別に残留/離脱に関わる利害が異なっていると理解し、それぞれを残留派と離脱派に区別する。実際には、ある年齢や社会階級、学歴できっぱり残留/離脱の利益が区別されるわけではないが、以上のように特徴は明確であり、かつまた分析上各属性をpro残留とpro離脱に分けなければならないので、ここでは仮説的に

- 1) 年齢的には,44歳以下(若年層)が pro 残留,それ以上(中高年層)が pro 離脱
- 2) 社会階級的には AB 階層のみが pro 残留, その他が pro 離脱
- 3) 学歴的には level 3 以上(高卒以上)が pro 残留, それ以下(高卒未満)が pro 離脱とそれぞれ 2 分されることとする。こうして年齢, 社会階級, 学歴別の人口がそれぞれはっきりすれば,表3の左端の「有権者タイプ比」の計算だけで,我々の目的は達成されることとなる。そのため,以下で有権者タイプ別の人口比推計の作業を行う。

IV 有権者タイプ別の人口比推計

有権者タイプ別の人口比推計は、実は簡単

ではない。年齢別、社会階級別および学歴別 それ自身の単純な人口比率は簡単に調べられるが、これらをクロスした人口統計は存在しないからである。そのため、ここではまず年齢と社会階級間の相関はないものと仮定した。日本のような年功社会では年齢と社会階級間に相関が見られるが、イギリスは純然たる階級社会で、そのような相関がないものと仮定したのである。

しかし、まず社会階級と学歴には強い相関のあることに違いはない。たとえば、Gilchrist、Phillips & Ross(2003)に示された表 5 は社会階級別に大学進学率が相当に違っていることを示している。これは、北ロンドン大学のプロジェクトとして1998-2000年に行われたC1以下の階級への調査結果であるが、AB階層のほとんどは大学に進学すると言われているので、その格差は表出されたもの以上のものがある。ただ、この表でもC1階層とそれ以外の間に有意の差のあることを知っておきたい。

ただし、残念ながら、これら以外での社会 階級別の学歴格差を示したデータは入手が非 常に困難であり、ようやく入手できたのが、

⁽¹⁾ Ashcroft (2016) のデータでは性別の投票行動も示されているが、これは男女ともに 48 %が残留、52 %が離脱という風にまったく同率であった。これもまた興味深い。

表 6 社会階級別の「高卒率」推計手続き

		1988 年(1990 年)					
社会階級	大学進学者	大学進学者	人口比率	18 歳人口*	大学進学率	「高卒率」	「高卒率」
	内訳	数					
AB	69.1 %	54,589 人	22.2 %	18.5 万人	29.6 %	100 %	100 %
C1	23.0 %	18,170 人	30.8 %	25.7 万人	7.1 %	65.7 %	78.0 %
C2+DE	7.9 %	6,241 人	47.0 %	39.1 万人	1.6 %	60.2 %	72.5 %
合計/平均	100 %	79,000 人	100 %	83.3 万人	9.5 %	70.7 %	80.3 %

注) 推計方法の基本は本文中で説明。

http://www.toikku.net/イギリスの階級制度を知ろう-536.htmlのウェブサイトで示された1988年における大学在籍者総数79,000人中の社会階級別内訳のみであった。これは表6の第2欄に示されている。これらの数字を使ってまずは当年の社会階級別大学進学者数を推計した結果が第3欄に示されている。そして次に、それと第4欄に示された社会全体の階級構成比率(http://www.ukgeographics.co.uk/blog/social-grade-a-b-c1-c2-d-e から入手)と当年の18歳人口(人口統計での15-19歳人口を5で割って推計したもの)から推計された社会階級別18歳人口から当年の階級別大学進学率を推計した。

しかし、本稿では「大卒」だけではなく「高卒」以上のすべてを「残留派」とするから、問題は社会階級別の高校卒業率を推計しなければならないということである。このため、今度は文部省/文部科学省発行の『教育指標の国際比較』の「義務教育後中等教育の在学率」を用いて、大学の社会階級別進学率を高校の社会階級別卒業率に転換することを試みた。より具体的にはイギリスの高校は2年制なので、その2年目である17歳における在学率をこの統計から探し、1990年におけるそれが

70.7%, 2005年におけるそれが80.3%であることが分かった。これを本稿では「高卒率」と見做す。なお、1988年の数値は発見できなかったので、ここでは1988年の「高卒率」は1990年の数値と同じであったと仮定する。

それで問題は、この平均高卒率のデータと 上記の 1988 年における社会階級別大学進学 率のデータを用いて、1988年と2005年にお ける階級別の高卒率を推計することとなる。 そして、ここではまず、1988年大学進学率の 階級別格差を考慮して, ① AB 階級の高卒率 は 100 %, ② C1 階級と C2+DE 階級の高卒 率格差を 1988 年の大学進学率格差である 5.5 %とすることとした。そして、その上で、C1 および C2+DE 階級の両年における進学率が どうであれば、 両年の平均高卒率と整合する か、という観点からそれぞれを推計した。具 体的には、1988年のC2+DE階級の高卒率を x, 2005年のそれを y とすると, それぞれは次 の方程式を解くことによって求められる。す なわち.

0.470x + 0.308(x + 0.055) + 0.222 = 0.7070.470y + 0.308(y + 0.055) + 0.222 = 0.803ここで、0.470, 0.308, 0.222 は表 6 の第 4

表 7 イギリス EU 離脱投票分析の総括表

有権者数	有権者比率	年齢	社会階級	学歴	選択される政策
0万	0.0 %	若年層(pro-残留)	AB 階層(pro-残留)	高卒未満(pro-離脱)	残留
474 万	10.2 %	若年層(pro-残留)	AB 階層(pro-残留)	高卒以上(pro-残留)	残留
145 万	3.1 %	若年層(pro-残留)	C1 階層(pro-離脱)	高卒未満(pro-離脱)	離脱
514 万	11.1 %	若年層(pro-残留)	C1 階層(pro-離脱)	高卒以上(pro-残留)	残留
276 万	5.9 %	若年層(pro-残留)	C2+DE 階層(pro-離脱)	高卒未満(pro-離脱)	離脱
729 万	15.7 %	若年層(pro-残留)	C2+DE 階層(pro-離脱)	高卒以上(pro-残留)	残留
0万	0.0 %	中高年層(pro-離脱)	AB 階層(pro-残留)	高卒未満(pro-離脱)	離脱
557 万	12.0 %	中高年層(pro-離脱)	AB 階層(pro-残留)	高卒以上(pro-残留)	残留
266 万	5.7 %	中高年層(pro-離脱)	C1 階層(pro-離脱)	高卒未満(pro-離脱)	離脱
509 万	10.9 %	中高年層(pro-離脱)	C1 階層(pro-離脱)	高卒以上(pro-残留)	離脱
470 万	10.1 %	中高年層(pro-離脱)	C2+DE 階層(pro-離脱)	高卒未満(pro-離脱)	離脱
710 万	15.3 %	中高年層(pro-離脱)	C2+DE 階層(pro-離脱)	高卒以上(pro-残留)	離脱
4,649 万	100 %	「残留派」46.0 %	「残留派」22.2 %	「残留派」75.1 %	「残留派」48.9 %

データ出所) 本文中に明記。

欄で示した 3 階級の人口比率であるが,ともかくこの式を解いて,両年における C2+DE 階級の高卒率 x=0.602,y=0.725 を計算し,したがって両年における C1 階級の高卒率は 0.657, 0.780 となる。この結果が表 6 の第 7、 8 欄に示されている。

こうして、この推計作業は極めて複雑なものとなったが、しかしこれによらなければ社会階級×学歴の人口比は計算できない。ただし、ここで表されたようにこの間に高卒率は上昇しており、よって年齢層別に「高卒」の比率が大きく異なっていることになる。このため、「若年層」を「社会階級×学歴別」に分ける時は2005年の高卒率を用い、「中高年層」を「社会階級×学歴別」に分ける時は1988年の高卒率を用いて推計することとした。この場合も、各年齢層別に「高卒以上/未満」を正確に区別しているわけではないので相当にラフな推計と言わざるを得ないが、実証デー

タを用いた仮説的検証としてご理解願いたい。 ともかく、この方法によって最終的に推計 計算された各タイプ別の人口(有権者数)は表 7の第1欄のようになり、この結果、その人 口比率は第2欄のようになった。そして、こ の人口比率を用いて、表7の最下段の4つの 数字を計算したが、その右端の48.9%という 数字は現実をほぼ正確に再現していることに 注目されたい。現実の投票結果で「残留」を 選択したのは48.1%であったからである。こ れは本稿の分析がかなりの程度に現実を反映 している可能性を示している。

また、表7の最下段の3属性ごとの数字も 興味深い。「年齢」の46.0%は「年齢属性」だけから言えば「残留」が利益となる人の比率、「社会階級」の22.2%は「階級属性」だけから言えば「残留」が利益となる人の比率、そして「学歴」の75.1%は「学歴属性」だけから言えば「残留」が利益となる人の比率を表し ているが、これらの数字の大きさの違いはこれら属性ごとに残留/離脱の利害状況が相当に異なった下で「次善の選択」がなされたことを示している。上述のようにこの数値計算では多くの仮定を導入しており、したがってかなり仮説的なものにすぎないが、それでも表7のようなさまざまに異なる利害関係の存在がありうることを示せたことは、「オストロゴルスキー・パラドックス」と同様、48%という国民投票の背後にありえた複雑な国民の選択行動を示唆しているからである。

しかし、本分析のポイントは、そうした数字の再現性や「年齢」、「社会階級」、「学歴」間の相違ではなく、それら3属性間の絡みの中で、どれだけの国民が「次善の選択」として残留ないし離脱を選択したかを分析できることにある。この計算結果からすると、3属性のどの点で言っても残留を利益とした国民は表7の上から2番目の474万人、同様に何の悩みもなく離脱を利益とすることのできた国民は上から9番目の266万人+11番目の470万人の計736万人となるから、この点では「離脱派」の方が悩みなくそれを望んだ可能性、逆に「残留派」の方が「次善の選択」であった可能性が示されている。これも興味深い。

V 結論

本稿は、代議制度の矛盾を突いたオストロゴルスキー・パラドックスにヒントを得つつも、 それに似た問題が直接投票においても生じうることを問題とした。オストロゴルスキー・パラドックスが異なる決定方式間の結論の違 いを論じたのとは異なり、複数の決定方式を 提示して比較しているわけではないが、オストロゴルスキー・パラドックスが生じる根本 的理由としての各有権者の「次善の選択」と いう問題が、(複数イシューの一括選択という政 党選択においてだけではなく)個別イシューの 選択でも生じることを基礎に、年齢、社会階 級、学歴という3属性ごとに異なる利益を持 つさまざまなタイプの国民を抽出し、その複 雑な利害関係の結果としての「選択」として 今回のEU離脱投票を示せたと考える。

今後も増えるであろうさまざまな直接投票 の結果を理解するためのひとつの枠組みとし て提案しておきたい。

参考文献

- 文部科学省大臣官房調査統計課(各年版)『教 育指標の国際比較』文部科学省大臣官房調 査統計課
- Ashcroft, Lord (2016), "How the United Kingdom voted on Thursday...and why," http://lordashcroftpolls.com/ 2016/06/how-the-united-kingdomvoted-and-why/
- Gilchrist, Robert, David Phillips and Alistair Ross (2003), "Participation and Potential Participation in UK higher Education," in *Higher Education and Social Class: Issues of Exclusion and Inclusion*, eds. by Louise Archer, Merryn Hutchings and Alistair Ross with Carole Leathwood, Robert Gilchrist, and David Phillips, Routledge Falmer, London and New York.
- Rae, W. Douglas and Homs Dault (1976), "The Ostrogorski Paradox: A Peculiarity of Compound Majority Decision," European Journal of Political

Research, no.4, pp.391–398. YouGov (2016), "Introducing the YouGov Referendum Model", https://yougov. ${\rm co.uk/news/2016/06/21/yougov-} \\ {\rm referendum\text{-}model/}$