

欧州におけるポスト難民危機期の排外意識分析 右翼政党支持・反移民態度・反欧州統合

中 井 遼

(北九州市立大学 法学部 政策科学科)

キーワード

右翼政党, 反移民態度, 欧州懐疑, 排外主義, ヨーロッパ, 世論調査, 計量分析

要 旨

欧州における右翼政党台頭や反移民態度の問題は2010年代後半の欧州政治の一つの重大トピックとなっている。右翼政党支持や反移民態度の規定要因については、これまでも多くの先行研究が知見を蓄積してきた。しかし、欧州難民危機以降の社会状況でも同様の要因が有効であるかは明らかではない。2019年に二つの欧州大の世論調査の先行公開データがリリースされ（特に欧州価値観調査[EVS]はおおよそ10年ぶりの更新）、2010年代後半のデータによる分析が可能となった。そこで本稿ではこれら二つの世論調査先行リリースデータを用い、近年の欧州における右翼政党支持や反移民態度などの排外主義態度の規定要因を分析する。分析結果は、主に次の3点を明らかにした。1) 右翼政党支持は、移民による自国文化・治安への侵蝕といった社会文化的態度と欧州統合への反感によって規定されており、ジャーナリスティックに論じられがちな社会経済的弱者による反発という見解に実証的根拠は存在しない；2) 移民による自国文化・治安への侵蝕の懸念は、欧州統合への反発と学歴が主たる規定要因となっており、国によっては自国政治への不信・不満が追加要因となっている；3) 右翼政党支持・移民文化侵蝕懸念・欧州統合反対のトライアングル構造は西欧主要国においては盤石なものの、必ずしも欧州全体で支配的なパターンではない。これらの結果は、ポスト難民危機期の欧州における排外主義分析に過去のリテラチュアが有効であること、ならびに、社会経済的な「上か下か」のみに着目しては欧州における排外主義台頭の背景を分析できずより多様な政治意識への考慮が必要であることを示す。その際、さらに多様で包括的な排外主義構造の理解のために、少数の西欧主要国にとどまらない分析・研究が必要であることが示唆される。

1. はじめに

本稿は、2015-6年のいわゆる欧州難民危機以降のヨーロッパ諸国において、極右や右翼ポピュリスト政党などの右翼政党への支持や、移民に対し反発する態度が、どのような要因によって規定されていたのか、またそれら反移民態度と右翼支持態度が相互にどのように関連するのか分析する。いわば、巷間語られがちな、ヨーロッパにおける「ナショナリズムの席巻」であるとか「右傾化」という現象を、排外主義という従属変数として設定し、さらにそれを政治的態度ともいえる右派政党支持と社会的態度ともいえる反移民態度の二つによって操作化したうえで、その規定要因（と変数間の相互関係）を検討するものである。

この分野に関する先行研究は後述するように非常に多く存在し、すでに一定の知見が存在してはいるものの、2015年のいわゆる欧州難民危機以降の状況にあっても、同じような因果効果が想定されるかは明らかではない。本稿は、近年公開されたばかりの二つの欧州大世論調査プロジェクトの先行公開データ（European Social Survey [ESS] round 9, European Value Survey [EVS] 2017 pre-release)¹を用い、近年の欧州における排外主義や右翼支持をめぐる諸因果関係の妥当性を検討する²。

本稿で「欧州」として分析対象国に含めるのは、EU加盟国もしくはシェンゲン協定国とする。シェンゲン協定国にはEU構成国ではないアイスランド・ノルウェー・スイスも含まれるが、極右政党支持と人の移動の問題は無関係ではないため本稿でも分析範囲に含める。そのどちらにも含まれないバルカン諸国や、民主制であることが疑わしいロシアなどは本稿の分析対象からは外れる。

以下本稿では、2章で、右翼政党支持態度がいかなる要因によって規定されているか分析する。世論調査の計量分析からは、社会経済的な劣位性は右翼支持を説明せず、移民による経済状況悪化認識も強い説明力を持たない一方で、移民による文化侵蝕・治安悪化を懸念する態度と、反欧州統合的な態度が、右翼政党支持の主たる支持規定要因となっていることが明らかとなる。一国ごとの分析も概ね広く同様の傾向が指示されることを示す。次に3章では、その社会文化的な反移民認識が何によって規定されているか分析する。当該分析結果は、またしても個々人の社会経済的な劣位性が反移民態度につながっているのではないことを示し、反欧州統合的な態度が昨今の欧州における社会文化的な反移民態度の主たる源泉であることを明らかにする。一国ごとの分析は、自国の政治（制度）への不信・不満が反移民態度を強めたり弱めたりするばらつきがあることも示す。最期の4章では、右翼政党支持・移民による文化侵蝕懸念・反欧州統合態度という3つの要素の相互関係を国ごとに分析する。その結果は、3要素がすべて連関するのは必ずしも全欧的な現象ではなく特殊西欧的なパターンであること、移民による

文化侵蝕懸念と右翼政党支持の関係が逆転する(すなわち政党支持が移民忌避に先行する)国々があることが明らかになる。

2. 右翼政党支持の分析

2.1 右翼政党支持の先行研究と本稿が着目する要素

欧州の右翼政党の台頭³に対しては、しばしば「無職や単純労働者などの、流入移民に仕事を奪われかねない層が、その反発から(あるいはそれを可能としているEUに反発して)、右翼政党を支持する」という主旨の言説がみられることがある。職の競合仮説、もしくは経済的憎悪(Golder 2016)とよばれるものである。しかし、このような社会経済的劣位性が右翼政党支持につながるという主張は、相当数の先行研究によって否定されており、むしろ経済的苦境は極右支持を弱めるという研究の方が多数説といえる状況がある(Knigge 1998, Lubers & Scheepers 2002, Arzheimer & Carter 2006)。同様に高学歴・高所得層こそが極右政党支持に回るという指摘もある(Muis & Immerzeel 2017, p912)⁴。

先行研究において別に指摘されてきたのは、個人の社会経済的な劣位性ではなく、文化的価値観や政治的阻害感からくる右翼政党支持である(cf. Lubbers et al. 2002)。広範な意味での保守的な態度や、反移民態度が右翼政党支持を規定するという指摘は多い。政党支持が、政党システムの状態にも影響をうける以上、既存の政治とのかかわりは無視できない。既存の政党政治から自身が排除されていると感じている有権者にとっては、新しい政党であれば右翼政党であろうと魅力的に映るであろう。また、争点の多次元化と既存政党の位置取りの関係で、文化的次元の保守層(いわゆる GAL-TAN 軸の TAN 側(Traditional, Authoritarian, Nationalist))を適切に代表する政党が存在せず、そこに新興右翼政党が現れることで支持を集めるという古典的議論(cf. Kitchelt 1997)もある。さらに、近年では一部の右翼政党が、自由や個人主義といった近代的でリベラルな価値観を標榜し(それを共有できない集団と移民を批判して)支持を集めているというリベラル・ナショナリズムの議論も着目されている(De Koster et al. 2014, 新川 2017)。これが実証的に確かなのであれば、権威主義的な有権者よりもむしろ自由主義的な有権者の方が右翼政党を支持することになる。

欧州統合やEUに対する態度は、ヨーロッパにおいては、人々の文化的保守性と既存政治に対する態度の双方の性質を持つから、併せて検証が必要である。欧州懐疑的な態度の方が先述したような社会経済的要因よりも重要という先行研究もある(Arzheimer 2009, Werts et al. 2013)。昨今の現実政治においても、反EU的な見解を唱える右翼政党の存在は多い。

2.2 データと方法

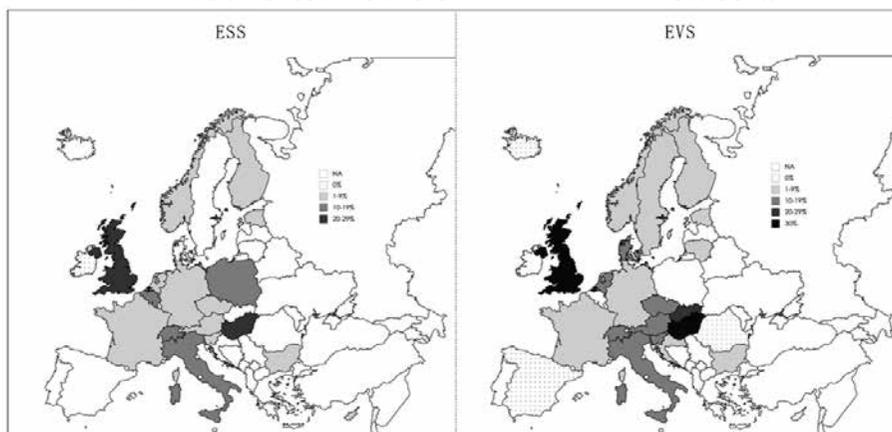
2.2.1 右翼政党の定義

ESS と EVS では政党支持の質問がやや異なるが、どちらも実際の投票行動（投票履歴）ではなく、支持政党を問う質問を用いる⁵。これらの質問のうち、右翼政党を支持しているものを1、そうではないものを0とするダミー変数を作成した。

問題となるのは本稿における右翼政党の定義である。唯一無二の定義が存在するわけではないが、本稿では、当事者たる政党政治家の認識と、研究者による分類の双方に配慮し、所属欧州政党 / 欧州議会会派と国際比較データセットの双方を用いた定義を採用する。①欧州政党 ENF (14-19)・ID (19-) か欧州会派 MENF (14-19)・ID (19-) に所属している政党、② Parties and Elections in Europe (PEE) データにおいて Nationalist か Far-right とファミリーづけされている政党、については間違いなく右翼政党と定義可能だろう（本稿では以下、この定義を満たした政党を極右政党と呼称する）。これに加え、③欧州会派で ECR に属するか、PEE データで National Conservative もしくは Right-wing Populist とファミリーづけされた政党も含めた。やや広めの定義ではあるが、ナショナリスティックな右翼政党とみられることも多い、ポーランドの法と正義 PiS や、イギリスの UKIP、スウェーデン民主党といった政党も含めることができ、その支持の分析が意義を示しやすいという利点がある。

図1はこの定義に基づく右翼政党の支持率の分布状況である。ESS と EVS で聴取時期や質問文が異なるため多少の支持率の差異はあるが、大まかな傾向は同じである。ハンガリー、イギリス、イタリア、スイス等で右翼政党支持率が高い⁶。

図1：右翼政党支持率の分布（白抜はデータ無しもしくは分析対象外）



ESS9,EVS2017 より筆者作成

2.2.2 利用変数

先述したように、右翼政党を支持するものを1としそれ以外を0とする二値変数を作成する。なお、有効回答者には支持政党もなしも含まれる。本稿の関心から言えば、右翼政党を支持する事自体に関心を持っているため、この方法で問題はない。しかし、「他のなにか別の政党を支持している」と「支持政党なし」を同じカテゴリとして扱う事に対する疑義が挟まれる余地はあるだろう。そのため、後述する分析においては、頑健性チェックとして、支持政党なしを欠損値として扱ったモデル（すなわち、支持政党を持つ者のみに限定して、特に右翼政党を支持しているものを説明するモデル）も分析する。

独立変数としてESSとEVSでは次のものを投入する（角括弧内はESS9e01_1における変数名）。ESSでは基本的な社会経済属性として、年齢 [agea], 性差 [gndr], 所得 [hinctnta], 教育水準 [edulvlb], 職業状況 [mnactic] もしくは職種 [isco08] の効果を確認する。政治経済的な態度や疎外状況要因として、自己人生状況不満 [stflife], 自国民民主政治不満 [stfdem], 自国議会不信 [trstprl], 欧州議会不信 [trstep], 欧州統合反対 [euftf] を投入する。社会文化的な保守性を計るにあたっては、伝統志向・権威志向の態度を計るものとして、伝統の重視志向 [imptrad], 規則への従属志向 [ipfrule] を用い、リベラル・ナショナリズムの議論に対応するため、自由の重視志向 [impfree] も用いる。反移民態度には様々なタイプの計測方法があるが、移民がもたらす経済的脅威の認識（「移民はこの国の経済を良くするか悪くするか」）[imbgedo] と、文化的侵蝕の認識（移民はこの国の文化を豊かにするか侵蝕するか）[imueclt] の2つの変数を用いる。

EVSでも可能な限り類似の変数を使用するが、ESSに比べてやや価値観に関する質問が少ない（角括弧内はEVSローデータにおける変数名）。社会経済変数として、年齢 [age], 性差 [v225], 所得 [v261], 教育水準 [v243_ISCED_1], 職業状況 [v244] を投入し、政治社会的態度の変数として、自己人生不満 [v39], 政治システム不満 [v144], 議会不信 [v121], EU不信 [v124], 移民による経済的脅威認識（「移民はこの国の人から仕事を奪うか否か」）[v185], 移民による治安悪化認識（「移民はこの国の治安を悪化させるか否か」）[v186] といった変数を投入した。

従属変数が二値変数のため、ロジスティック回帰分析を行う。また国別の固有効果を除去するため国別ダミーを投入する（LSDV法）。なお、分析時には解釈を容易にするため一部変数の順序を元データとは逆転させる措置を行った。分析時にはESSおよびEVSから提供された人口ウェイトを適用している。

2.3 全ヨーロッパ単位での分析結果

分析結果（表1）が右翼政党支持に対するロジスティック回帰分析の結果である。簡便化のため各独立変数のオッズ比のみ報告し、標準誤差の報告は省略してp値水準を付すだけになっている。なお標準誤差の推計には各国ごとに潜在的に存在しうる残差不均一分散に対して頑健な標準誤差（いわゆるクラスター標準誤差）を用いた。

単にp値の大小を見ることは、具体的な効果量の比較検討に資さず、かといって各独立変数の尺度は一樣ではないため、単純なオッズ比の大小ではその効果量の大小を比較することはできない。よって分析結果には、効果量大小検討のため標準化オッズ比（Standardized Odds Ratio [SOR], Stataのlistcoefパッケージを利用）も併記した。表中では、効果量の大きい結果を可視化するため、変数の効果のp値が0.05以下のもののうち、SORが1.250以上もしくは0.800以下のものを太字に、SORが1.5000以上もしくは0.666以下の物についてはさらに背景を灰色にした（この線引きは著者による恣意的なものである。異なるデータで類似分析を行った中井2020と統一した）。

モデル1から3までは、ESSデータに基づく分析であり、モデル1は社会経済変数のみを投入し、モデル2では諸態度も統制変数に含めた。

全体として、欧州統合に対する反感と、移民による非経済的な脅威の認識が、右翼政党支持につながっているという結果が表れている。以下、細かく分析結果を検討する。

社会経済属性の効果を見た効果の中では学歴を除いて安定的な結果を示す変数は存在しない。職業データの中でも、失業者であることと右翼政党支持に正の効果は存在しない。むしろ、EVSデータによるモデルA4では、失業者ほどむしろ右翼政党を支持しないという結果が出ている。よって失業者や低所得層ほど右翼政党を支持するといったような傾向は見出されない。就労状況を職種に変えた分析（補遺1）でも、単純労働者などが右翼支持という傾向は見いだされない。先行研究とは整合的に、職の競合仮説は近年のデータでも否定されるようだ。学歴の効果はモデルを通じて頑健である。SORをみると後述する独立変数に比べればその効果量はやや小さい⁷。その効果をシミュレートすると、たとえばモデルA3の結果に基づき推定すれば、学歴変数が1上昇すると、右翼政党を支持する確率が平均で86.3%に低下する。なお、ここでの学歴変数はISCEDの国際共通段階に基づいている。そのため、例えば、修士課程修了（スコア7）の回答者は、短大卒・学部中途卒業レベル（スコア5）の回答者と比べて、右翼政党支持確率が74.5%低くなると推測できる（ $86.3\% \wedge 2$ ）。

表 1：欧州諸国における右翼政党支持のロジスティック回帰分析の結果

D.V. = 右翼政党支持	モデルA1 ESSサンプル		モデルA2 ESSサンプル		モデルA3 ESS 支持政党有 回答者のみ		モデルA4 EVSサンプル	
	OR	StdOR	OR	StdOR	OR	StdOR	OR	StdOR
年齢	1.012	1.234	1.005	1.093	0.994	0.903	0.997	0.951
性差 (女性 = 1)	0.756	0.869**	0.876	0.936	1.000	1.000	0.790	0.889**
収入(10, 10)	1.064	1.193	1.074	1.221	1.076	1.226	1.030	1.086
学歴(8, 9)	0.890	0.800**	0.935	0.880**	0.863	0.752**	0.906	0.831**
職業 (参照 = 常勤)								
短期労働							0.887	0.969
失業・求職中	0.919	0.986	0.941	0.990	0.983	0.997	0.832	0.963*
主婦・主夫	1.057	1.014	1.197	1.046^	1.335	1.073^	0.782	0.958^
学生	0.609	0.888	0.753	0.935	0.723	0.930	0.706	0.931**
退職・年金受給者	1.150	1.063	1.265	1.108	1.161	1.071	0.934	0.970
障害・傷病	1.372	1.050	1.496	1.062^	1.272	1.035*	1.146	1.018
自己人生状況不満(11, 10)			1.021	1.043	1.006	1.012	0.987	0.976
自国民主政治不満(11, 10)			1.104	1.272	1.106	1.274	0.964	0.910
自国議会不信(11)			0.863	0.694	0.930	0.838	0.902	0.921
EU議会不信(11)			1.177	1.498**	1.222	1.637**		
EU統合反対(11)			1.162	1.501**	1.171	1.553**		
EU不信(4)							1.722	1.544**
伝統重視(6)			1.122	1.179*	1.073	1.106*		
規則重視(6)			1.041	1.058^	1.053	1.077^		
自由重視(6)			1.072	1.081	1.046	1.050		
移民経済悪化認識(11, 10)			1.021	1.052**	1.089	1.230**	1.085	1.264**
移民文化侵蝕認識(11)			1.181	1.540**	1.225	1.705**		
移民治安破壊認識(10)							1.196	1.623**
N	25374		21811		11068		27795	
Pseudo R2	.1098		.2063		.3190		.1804	

^ p<0.10, * p<.05, ** p<.01

注：定数項・国別ダミー変数の効果は報告省略。各変数後の括弧内数字は何点尺度かの表記であり、二つ並んでいる場合は左がESS・右がEVSのものである。太字：p<.05 & (SOR >1.250 or < 0.800), 灰色セル：p<.05 & (SOR >1.500 or < 0.666)

政治経済的な態度や疎外意識の効果をみると、自己状況の満足度が右翼政党支持に影響を与えていないことに加え、自国政治への不満、議会への不信感もまた右翼政党支持に統計的に有意な効果を与えていない。何かしらの支持政党を持つ回答者のみに分析対象を絞ったモデルA3でもこれらの結果に変動はない。この効果の無さは右翼政党の定義を変えた頑健性チェックにおいても同様である（補遺2）。ただし後述するようにこの部分は国によって効果の有無が出やすい領域である。

比較的明確に、かつ強い効果が確認されるのが、欧州懐疑態度である。ESSで計測できる欧州議会への不信感や、欧州統合が行き過ぎであるという反感、EVSで計測できるEUその物に対する不信感は、いずれも安定して強い効果を示している。SORを見ても、他の変数より大きな効果を持っていると言えよう。オッズ比に基づいて効果をシミュレートすると、たと

例えば欧州統合に最も反対している(11)回答者は、欧州統合に対し中間的な(5)回答者に比べて、平均して2.58倍(1.171⁶:モデルA3準拠)も、右翼政党を支持率確率が高いという推計が可能である。EUに対して不信感を強く持っているもの(4)は、EUをある程度信頼しているもの(2)に比べ、右翼政党支持確率が2.97倍(1.722²:モデルA4準拠)。にもなる。社会文化的な保守性や危機意識の効果についてみると、伝統や規則を重視する態度が右翼政党支持確率を高める統計的に有意な効果を有している。伝統的保守的価値観の持ち主が右翼政党を支持するという直感的な結果になっている。ただしその実質的效果はSORを見るかぎりあまり大きくない。

移民に対する脅威認識は経済面でも文化・社会面でも双方が統計的に有意な正の効果を持っている。しかし、その実質的效果については、文化的・社会的な脅威認識の方が効果量は大きい。ESSで確認可能な自国文化への脅威認識と、EVSで確認可能な治安への脅威認識は、性質を異にするものであるが、経済的脅威認識ではないという点では共通している。特に、移民に対する経済的脅威認識については、分析時に職種変数を統制すると、その効果を失う(補遺2)。移民が自国の経済や就労に悪影響を及ぼすという主観的認識が右翼政党支持につながるという論理は、先述した経済的憎悪説・職の競合仮説が想定するメカニズムだが、本分析結果はそれを否定する結果である。もし、「反移民態度」なるものが右翼政党支持につながるとするならば、それは移民が文化や治安を破壊するからだという主観的認識が持たれている人々の間であることがわかる。

総体としては、そこまで意外な結果が示されているわけではなく、既存研究が指摘する範囲を大きく逸脱するものではないから、いわゆる近年の移民難民危機のあとであろうと、これまで蓄積されてきた極右政党支持のリテラチュアは有効であると言える。

2.4 国別の右翼政党支持の規定要因

前節では欧州全体を一括して分析を行ったが、どのように独立変数感が結びつくのか、国ごとに異なっている可能性は否定できない。そこで以下では、国ごとに上記と同様の分析を行った結果をレポートする。分析モデルはA2とA4に準拠した。

全ての国ごとに詳細な分析結果票を乗せるのは冗長かつ意義に乏しい。よって統計的に有意な正負の効果の有無と、SOR基準に基づくその効果量の大小の概要のみをまとめた。表2・表3のうち、プラスとマイナスの記号は、それぞれの効果が統計的有意性(p<0.05)をもって正もしくは負の効果を持っていることを示す。SORが1.25以上もしくは0.80以下のものは記号を2つ、SORが1.50以上もしくは0.66以下のものは記号を3つ重ねた。

表2：ESSによる国別の右翼政党支持分析結果概要

D.V. = 右翼政党支持	AT	BE	BG	CY	CZ	CH	DE	EE	FI	FR	GB	HU	IT	NL	NO	PL	SI
年齢	---							+++			+++ ++		---				+++
性差(女性=1)							--	---	---				-				---
収入(10)											+++		++				
学歴(8)		+											--		---		
職業(参照=常勤)																	
失業・求職中	+																
主婦・主夫																	
学生		+						++									
退職・年金受給者	++													+++			--
障害・傷病																	
自己人生状況不満(11)					++							++					
自国民主政治不満(11)	++		+++	---							++	+++ ++				+++	
自国議会不信(11)		--						++		+	---	---	---	+++		---	
EU議会不信(11)	+++	+++						++			+++		++			+++	
EU統合反対(11)						+++	+++		+++		+++		++				
伝統重視(6)		+				+++	+++				+						
規則重視(6)													+				
自由重視(6)					++								++				
移民経済悪化認識(11)									++		--	++		++			
移民文化侵蝕認識(11)	+++	+++				+++	+++	+++		+++	+++		+++		+++		+++
N	1760	1525	987	405	1305	969	1894	1590	1528	1563	1631	848	1304	1226	888	778	980

{+++ SOR>1.50, ++ SOR>1.25, + SOR>1.00; --- SOR<0.66, -- SOR<.080, - SOR<1.00} p<0.05

表3：EVSによる国別の右翼政党支持分析結果概要

D.V. = 右翼政党支持	AT	BG	CZ	CH	DE	EE	FI	FR	GB	HR	HU	IT	LT	NL	NO	PL	SE	SI	SK
年齢	---						--	+++				+++	---		--				
性差(女性=1)		-	-	-		-	---	--			-			--	--	-			
収入(10)			+						++	---		+++	+++						++
学歴(9)	---			-		++								--	--	--		--	
職業(参照=常勤)																			
短期労働											-								
失業・求職中																			
主婦・主夫							+					--							
学生														--					
退職・年金受給者											--	--				++			---
障害・傷病																			
自己人生状況不満(10)					-														
自国民主政治不満(10)			+	+					---	---	--		++		---	++			
自国議会不信(10)					+++	++			---	---	-		+++		---	+++			
EU不信(10)	+++		+++	++	++	+++	++	+++	+++	+++	+	++	++	+++		+++	++		
移民経済悪化認識(4)	++		+++	++			+++	+						++	++				
移民治安破壊認識(4)	+++		+++	+++		+++	+++	++		+++	++	++	+++	+++	+++	++	+++		
N	1310	1136	1247	2751	2087	865	1040	1518	1465	1164	1067	1518	975	1848	995	889	1032	826	912

{+++ SOR>1.50, ++ SOR>1.25, + SOR>1.00; --- SOR<0.66, -- SOR<.080, - SOR<1.00} p<0.05

移民に対する非経済的な理由に基づく脅威認識と EU(統合/議会)への不信感の双方が、右翼政党支持に正の効果を持っている国としては、オーストリア、ベルギー、スイス、ドイツ、イギリス、イタリア、リトアニア、スウェーデンがある。比較的西欧の国々が多い。反対に、そのどちらとも効果を持たない国としては、ブルガリア、キプロス、チェコ、スロベニア、スロバキアといった、2004年第5次拡大以降の新規加盟国が並ぶ。

このほかの国々は、データごとに結果が不安定だったり、片方だけが効果を持っていたりするケースである。全ヨーロッパレベルの分析では、移民による経済悪化認識は、その文化的社会的な懸念に比べて、重要な独立変数ではなかった。しかし、スイスとオランダでは、移民による経済悪化認識が右翼政党支持の規定要因となっている。フィンランドのように、文化脅威認識が右翼政党支持につながっていない一方で、治安懸念認識は右翼政党支持につながっているという、特殊なケースも存在する。

自国議会への効果は国ごとに政府が逆転して出やすい領域となっている。ドイツ、エストニア、フランス、オランダ、スウェーデンでは、自国議会への不信感が右翼政党支持につながっているのに対し、ベルギー、イギリス、ハンガリー、イタリア、ポーランドでは自国議会への不信感が右翼政党支持を減らす方向（すなわち自国議会を信頼しているほど右翼を支持する方向）の結果が出ている。

社会経済的劣位が右翼支持につながらないことは、全ヨーロッパレベルの分析で確かめられた。国レベルの分析では、むしろ社会経済的強者が右翼を支持している例がある事を示している。イギリス、イタリア、リトアニア、スロバキアでは高所得者が右翼政党を支持している。ベルギーでは高学歴層ほど右翼政党を支持している（エストニアはESSとEVSで結果にブレがある）⁸。

全体として欧州の西と東でやや異なる傾向がある結果となっている。移民と一口にいても、欧州圏外からの域外移民と、欧州（特にシェンゲン圏内）の域内移民の双方があり、西欧諸国では同じ欧州の東側から域内移民を受け入れ、かつそれが欧州統合の枠組みによって可能となっているのに対し、東側諸国では欧州統合の枠組みによって域内移民を送り出している側としての側面を持っている事とは無関係ではないだろう。とはいえ、それは完全に欧州の東西で分けられるものではなく、中東欧諸国でもハンガリーやポーランドなどは移民懸念や欧州統合への反発が右翼政党支持と連動している。全体的な傾向としては、移民による文化侵蝕認識や治安悪化懸念（以下これらを総合して社会文化的反移民態度と呼称する）が右翼政党支持の一義的な要因と要約可能だろう。

3. 社会文化的反移民態度の規定要因

3.1 反移民態度の先行研究と本稿が着目する要素

反移民態度の規定要因についても多くの分析が存在する。その概況を述べれば、右翼政党支持に関する既存研究同様、各人の社会経済的地位よりはむしろ、各人が抱く文化的保守性や政治的疎外などが強い説明力をもっていると分析されてきた（レビュー論文として、Ceobanu & Escandell 2010, Hainmueller & Hopkins 2014）。

無論、個々の経済的状況が、移民への態度を決定するという分析もなかったわけではない。移民と競争が発生しやすい失業者や低所得層・低層労働者、低スキルを意味する低学歴層などが、移民受け入れに対して負の効果を持つという指摘は存在する（Quillian 1995, Wagner & Zick 1995, Hjerm 2001, Scheve & Slaughter 2001）。しかし、実証上その効果は不明瞭で、失業・低所得・低階層労働等の効果は統計的に有意な効果を持たないという指摘や（O'Rourke & Sinnott 2006, Sides and Citrin 2007）、むしろ反対に高所得者層ほど福祉負担増につながる移民増を嫌うという検証結果（Facchini & Mayda 2009, Helbling & Kriesi 2014）、高学歴層の方がむしろ高度技能にもとづく自身の地位を脅かすものとして移民を忌避するという分析結果（Hainmueller & Hiscox 2007, Facchini & Mayda 2012）もあり、論争的状况にある。

そういった経済要素ではなく、政治的党派性（右派性・保守性）選好を持つもの（De Figueiredo Jr and Elkins 2003, Coenders and Scheepers 2008）、犯罪や自国文化の喪失というような文化的・治安的脅威認識を持つもの（Chandler & Tsai 2001, Brader et al. 2008）、政府の働きに対する不信感や政治社会からの疎外感を感じているもの（Quillian 1995, Luedtke 2005, Sides & Citrin 2007, Ceobanu & Escandel 2008）が移民に対しネガティブな態度を持つといった、文化的脅威認識や政治的態度の効果の方が、安定的に結果が報告されている。経済的な競争とは無関係に、社会的不満のスケープゴートとして移民を見なす傾向が見て取れる。移民を受け入れる決定は、政治的に行われる決定であるゆえに、人々が政府や政治社会に対してどのような態度を持っているかも極めて重要な要因の一つとなろう。欧州で域内外移民が増加した理由の一端に EU という政治組織ないし欧州統合という理念があるのであれば、欧州懐疑的な態度は移民を忌避する態度を醸成しうる⁹。

3.2 データと方法

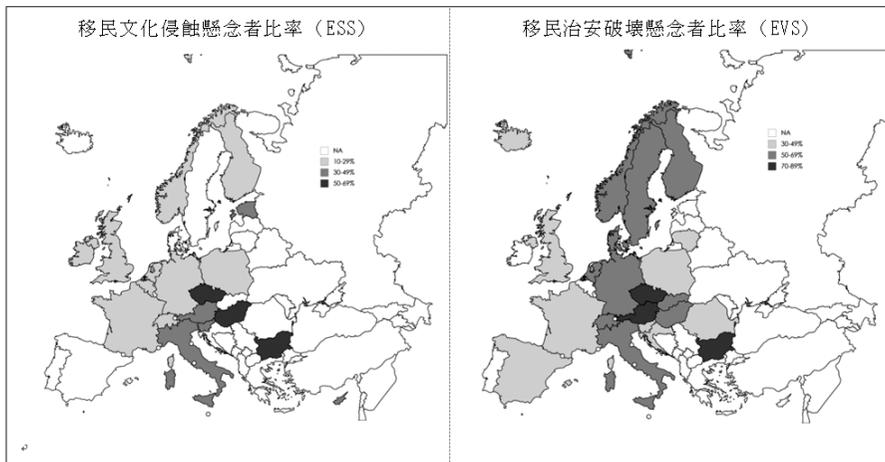
反移民態度と一口に言っても、多様な側面がある。しかし本稿が着目するのは、前章の分析でその重要性が見いだされた、移民が文化を侵蝕したり治安を悪化させるという主観的懸念の態度である。移民が経済状況を悪化させるというような認識ではない。また個別の移民受け入

れ政策についての意見でもない¹⁰。

ESS と EVS のどちらの質問も、従属変数は複数の順序尺度となっている。しかし結果の解釈の簡便性を考慮し、移民による文化侵蝕を懸念しているか否か、治安悪化を懸念しているか否かという、2 値変数へと縮約した。順序変数を 2 値変数に変換することで情報量が減少するというデメリットがあるが、それ以上に結果の解釈時に「独立変数の値が 1 上昇すると、反移民態度を抱く確率が何%上昇 / 減少する」という直感的かつ実質的な結果の解釈が可能となるメリットが上回ると判断した（順序尺度でも結果の解釈は当然可能だが「従属変数のポイントが何点上昇する」という結果からは実質的な把握は困難である）。具体的に、ESS は 1 から 11 の 11 値変数であるので、中間点である 5 よりも上の、6-10 の値を回答したものを、移民による文化侵蝕を懸念している (1) とし、それ以下を (0) とする処理を行った。EVS は 1 から 10 の 10 値変数を取るが、中央値が 6 にあるため 7 から 10 の値を回答したものを移民による治安破壊を懸念している (1) とし、それ以下を (0) とする処理を行った。なお、EVS には、隣人として移民 / 外国人労働者を好ましくないと思うかという二値の質問項目も予め存在するため、それも分析時に頑健性チェックとして用いる¹¹。

前述の基準で設定した反移民態度を抱く回答者の比率を、ESS データおよび EVS データそれぞれで地図上に表したものが図 2 である。移民が自国文化を棄損すると懸念する者は、チェコ、ハンガリー、ブルガリアに多い。チェコとブルガリアは移民が治安状況を悪化させるという認識を抱いている者も多いが、この懸念は東欧だけではなく中欧諸国や北欧諸国でも広く共有されている。

図 2：社会文化的反移民態度を有する回答者比率（白抜はデータ無しもしくは分析対象外）



筆者作成

投入する独立変数は、前述 2. 2. 2 のリストと同様である（当然のこととしてそれらから移民に対する態度の変数は抜かれている）。ESS と EVS で従属変数が異なるため、以下の全ヨーロッパレベルの分析ではそれぞれの分析結果を示すこととする。その際、2. 3 と同様、簡便化のため各独立変数のオッズ比、SOR、および p 値水準のみを報告する。誤差の推計にはクラスター標準誤差を用いる。効果量の大きい結果を可視化するため、変数の効果の有意確立が 0.05 以下のもののうち、SOR が 1.250 以上もしくは 0.800 以下のものを太字に、SOR が 1.5000 以上もしくは 0.666 以下の物についてはさらに背景を灰色にした。

3. 3 ヨーロッパレベルの社会文化的反移民態度の分析結果

ESS 分析結果（表 4）と EVS 分析結果（表 5）の双方で、一貫して、学歴と欧州統合に対する反発が、安定してかつ大きな効果を持っていることが明らかになった。学歴の高さは移民に対する文化侵蝕懸念や治安悪化懸念を減少させ、EU 統合への反対や EU への不信感がそれらの反移民態度を高めていた。

社会経済的変数の効果として、学歴以外には性差が安定的な結果を示しており、女性は男性に比べて移民が文化や治安を切り崩すという認識を抱きにくい。職種や収入効果は統制していることから、この効果は社会的な男女差別に基づく就労状況や経済的地位等の効果ではない。より率直に男女の性差そのものの効果が表れており、男性もしくは女性に対する社会的規範やジェンダー意識の効果であると言えよう。その機序やメカニズムは不明だが、男性がより反移民意識を抱きやすい何かしらのジェンダー規範などの存在が示唆される。

収入や失業・短期労働には移民に対する認識に効果を持っていなかったが、職種については広く統計的に有意な効果が見られる（モデル B3）。管理職、事務員、販売従業者、農林業、技能工、機械運転、単純作業従事者が（参照変数の専門職よりも）、移民が文化を破壊するという認識を高める傾向がある。管理職や事務員なども含まれており、職業威信や社会経済的地位による効果とも言い難い。稗田（2019）が指摘する職務上の問題解決方法（不確実性・リスクへの受容性）の効果であり、参照変数となっている専門職従事者の、移民文化侵蝕懸念の弱さと解釈するのが妥当かもしれない¹²。

自己の生活状況への不満は、ESS 分析と EVS 分析の結果で、逆を向いている。単に結果が不安定とみることも可能だが、従属変数の違いに着目し、「自己の生活状況への不満は、移民が文化を破壊するという懸念を減少させる一方で、移民が治安を悪化させているという（スケープゴートの）認識につながるという、アンビバレントな効果を持つ」という解釈も可能だろう。自国議会への不信感や自国政治への不満も ESS と EVS では結果が不安定である。どちらも ESS では有意な効果を示しているが EVS では効果を示していない。ESS のみ観測可能な、

欧州におけるポスト難民危機期の排外意識分析
右翼政党支持・反移民態度・反欧州統合

伝統や規則を重視する態度は移民文化侵蝕懸念を強めており、直感的な結果でもある。

表4：ESSによる欧州の移民文化侵蝕懸念のロジスティック回帰分析結果

D.V. = 移民文化侵蝕認識	モデルB1		モデルB2		モデルB3	
	OR	StdOR	OR	StdOR	OR	StdOR
年齢	1.004	1.066	0.998	0.971	1.004	1.078
性差(女性=1)	0.868	0.931*	0.873	0.934*	0.925	0.962^
収入(10)	0.978	0.940**	1.004	1.011	1.008	1.024
学歴(8)	0.793	0.642**	0.845	0.726**	0.883	0.790**
職業(参照=常勤)						
失業・休職中	1.176	1.027	1.052	1.008		
主婦・主夫	1.162	1.039*	1.120	1.029^		
学生	0.498	0.847**	0.790	0.946^		
退職・年金受給者	1.162	1.068	1.308	1.123*		
障害・傷病	1.390	1.051*	1.088	1.013		
職業(参照=専門職)						
軍・警察					1.420	1.019
管理職					1.256	1.064*
技師・准専門職					0.980	0.992
事務補助員					1.204	1.056**
販売従業者					1.447	1.144**
農林漁業従事者					1.708	1.089**
技能工					1.523	1.138**
機械運転・組立工					1.508	1.109**
単純作業従事者					1.359	1.086^
自己人生状況不満(11)			0.974	0.948**	0.975	0.951**
自国民主政治不満(11)			0.920	0.816**	0.921	0.817**
自国議会不信(11)			1.065	1.168*	1.068	1.177**
EU議会不信(11)			1.112	1.300**	1.116	1.310**
EU統合反対(11)			1.218	1.703**	1.210	1.675**
伝統重視(6)			1.137	1.202**	1.135	1.198**
規則重視(6)			1.052	1.075**	1.058	1.084**
自由重視(6)			0.985	0.984	0.988	0.986
N	26174		23312		21937	
Pseudo R2	.0787		.1741		.1735	

^p<0.10, * p<.05, ** p<.01

注：定数項・国別ダミー変数の効果は報告省略。各変数後の括弧内数字は何点尺度かの表記である。
太字：p<.05 & (SOR >1.250 or < 0.800), 灰色セル：p<.05 & (SOR >1.500 or < 0.666)

表5：EVSによる欧州の反移民態度（治安懸念・隣人嫌悪）のロジスティック回帰分析結果

D.V. = 反移民感情	モデルC1		モデルC2		モデルC3	
	移民治安懸念		移民治安懸念		移民隣人嫌悪	
	OR	StdOR	OR	StdOR	OR	StdOR
年齢	1.005	1.085**	1.003	1.055^	0.998	0.974
性差(女性=1)	0.798	0.894**	0.809	0.900**	0.908	0.953
収入(10)	1.011	1.030	1.021	1.059*	0.984	0.955*
学歴(9)	0.881	0.787**	0.895	0.811**	0.895	0.812**
職業(参照=常勤)						
短期労働	0.910	0.976^	0.929	0.981	0.866	0.963^
失業・休職中	1.081	1.016	1.048	1.010	0.809	0.958*
主婦・主夫	1.152	1.027^	1.245	1.041*	1.161	1.027
学生	0.704	0.931**	0.780	0.951**	0.658	0.918**
退職・年金受給者	1.007	1.003	1.062	1.027	1.032	1.014
障害・傷病	1.168	1.022	1.026	1.003	0.911	0.987
自己人生状況不満(10)			1.042	1.081**	1.064	1.125**
自国政治制度不満(10)			1.018	1.047	1.005	1.012
自国議会不信(10)			0.978	0.982	1.048	1.038
EU不信(10)			1.500	1.386**	1.386	1.300**
N	34727		31305		31706	
Pseudo R2	.0631		.0830		.1915	

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

注：定数項・国別ダミー変数の効果は報告省略。各変数後の括弧内数字は何点尺度かの表記である。

太字：p<.05 & (SOR >1.250 or < 0.800)

全体として、2017-8年のヨーロッパにおいて、移民が社会的・文化的な安定を切り崩すという主観的認識は、社会経済的な地位によって形成されるのではなく、教育（の欠如）と、何よりも欧州懐疑態度によって駆動されていることが明らかになった。そしてそれらは、個々人が抱いている伝統や規則を重視するといった態度よりも大きな効果を有している。

3.4 国別の社会文化的反移民態度の規定要因

本章と同様に、移民に対する文化的・社会的懸念態度についても、国ごとに分析を行う。分析モデルはB2とC2に準拠した。なお、前章には存在しなかった国として（すなわち右翼政党支持がセンサーされていなかった国として）、ESSではアイルランドが、EVSではアイスランド、ルーマニア、スペインが分析に含まれている。前章同様、統計的に有意な正負の効果の有無と、SOR基準に基づくその効果量の大小の概要のみをまとめた。プラスとマイナスの記号は、それぞれの効果が統計的有意性（p<0.05）をもって正もしくは負の効果を持っていることを示す。SORが1.25以上もしくは0.80以下のものは記号を2つ、SORが1.50以上もしくは

欧州におけるポスト難民危機期の排外意識分析
右翼政党支持・反移民態度・反欧州統合

は0.66以下のものは記号を3つ重ねた。

表6：ESSによる国別の移民文化侵蝕懸念ロジスティック回帰分析の結果概要

D.V. = 反移民	AT	BE	BG	CY	CZ	CH	DE	EE	FI	FR	GB	HU	IT	NL	NO	PL	SI	IE
年齢						---								---	---		--	
性差(女性=1)							-	-						--	--		-	
収入(10)											-							
学歴(8)	--	--				---	--	--	---	--	--		--	-	--	---	---	---
職業(参照=常勤)																		
失業・求職中																		
主婦・主夫													+	+				
学生																	--	
退職・年金受給者	+				+	+++				++			++	++	++			
障害・傷病																		+
自己人生状況不満(11)												-					--	
自国民主政治不満(11)					---		--	-	--	--	-						--	---
自国議会不信(11)		++				++	++	+		++						++		
EU議会不信(11)	+++	++	+		++	+	+	++		++	+++	++	++	++	++			
EU統合反対(11)	+++	++	+++		+++	+++	++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	++	++	+++
伝統重視(6)			+	++	+		++			+	++			++			++	
規則重視(6)	+							+		+								
自由重視(6)																	--	
N	1858	1555	1099	505	1429	990	1959	1645	1531	1585	1636	856	1313	1253	981	794	997	1300

{+++ SOR>1.50, ++ SOR>1.25, + SOR>1.00; --- SOR<0.66, -- SOR<.080, - SOR<1.00} p<0.05

表7：EVSによる国別の移民治安破壊懸念ロジスティック回帰分析の結果概要

D.V. = 移民治安懸念	AT	BG	CZ	CH	DE	EE	FI	FR	GB	HR	HU	IT	LT	NL	NO	PL	SE	SI	SK	IS	RO	ES
年齢	++						--		++					-			++					
性差(女性=1)							-	-	-	-				--	-		-	-				
収入(10)		++	+			+			-			++		+			+		++			
学歴(9)	--	--	-	-	-	-	-	--		--	--			--			--			--	-	--
職業(参照=常勤)																						
短期労働																						
失業・求職中								+													+	
主婦・主夫									+									+				
学生																						
退職・年金受給者						++		++						++								+
障害・傷病								+													+	
自己人生状況不満(10)													++									+
自国政治不満(10)	-	+			++	+		+	+			---	+	++	+		++					
自国議会不信(10)						+						--						+				-
EU不信(10)	+++	++	+++	++		+++		+++	++	++	+++	++	+++	++	++	++	++		++		++	
N	1324	1194	1257	2768	2117	899	1047	1547	1444	1226	1088	1523	981	1867	1006	893	1041	837	920	1458	979	815

{+++ SOR>1.50, ++ SOR>1.25, + SOR>1.00; --- SOR<0.66, -- SOR<.080, - SOR<1.00} p<0.05

キプロスを除くすべての国で、EU統合への反発が移民による文化侵蝕認識に対する主たる説明要因となっている。学歴の効果も広く観察されるが、ブルガリア、チェコ、ハンガリーと言った東欧諸国では学歴の高低と、移民文化侵蝕認識の間には関係が見られない。これらの国々で

は、高学歴層でも低学歴層と同様に移民による文化侵蝕認識が存在しているという事であろう。

オーストリア、スイス、ドイツ、フランス、ノルウェーといった西欧先進諸国では、自国議会への不信感が、移民による文化侵蝕認識ともつながっている。スイス、フランス、イタリア、ノルウェー、オランダでは退職・年金受給者層の移民文化侵蝕懸念が強く、これもやはり西欧先進民主主義国のみに見られる傾向と言える。

ポーランドとハンガリーに固有の効果として（効果量はそこまで大きくないが）自己の生活への満足度が、移民による文化侵蝕認識との間に「負」の影響を与えている。この2カ国は昨今の権威主義化・反移民／難民態度の効用が指摘されがちな2国であるが、これらの国々で移民が自国文化を破壊するという信念を形成しているのは、むしろ自分自身の生活に満足している人々であることがわかる。

EVS からわかる、移民が治安を破壊するという認識もまた、EU への不信感によって幅広く規定されている。他方で、ブルガリア、エストニア、フランス、スロベニア、ルーマニア、スペインではこの効果は観察されない。フランスを除けば、EU 後発参加諸国である。学歴の効果も一部東欧諸国とノルウェー・スウェーデンでは観察されていない。先述した、一部東欧諸国では学歴が文化侵蝕懸念を説明していないのと整合的である。

自国政治制度への不満や自国議会への不信感が移民による治安破壊懸念につながる傾向については、国ごとに性質が大きく異なり、ドイツ、オランダ、スイスなどでは政治不満や議会不信が移民による治安悪化懸念を高めるのに対し、オーストリア、ハンガリー、ポーランドでは反対にそれらを弱めている。

失業や低収入が、治安懸念という反移民態度を高めているのは、フランス、クロアチア、アイスランドのみで観察される。経済状況の悪化が移民への態度を悪化させるという論理は、それらの3カ国では正しいかもしれないが、その他の国々には当てはまらない。むしろ、多くの国々（ブルガリア、スイス、フィンランド、リトアニア、ノルウェー、スウェーデン、スロバキア）では、所得の高い経済的に成功しているものほど、治安懸念の観点から移民を忌避している。

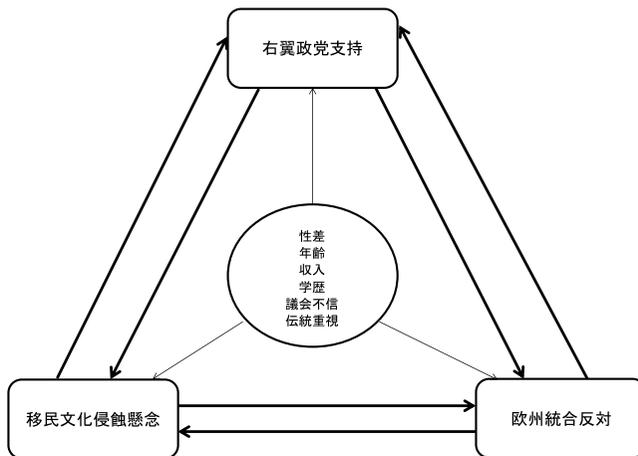
総合すると、欧州統合への反感が移民に対する社会文化的反感（特に自国文化侵蝕への懸念）につながっているという傾向は、かなり幅広く共有された傾向となっている。学歴の効果も比較的幅広く共有されているが、一部東欧諸国ではその効果が見られない。これに加え、一部の国では国内政治への不信・不満が移民への社会文化的反感の規定要因となっている。

4. 右翼支持・移民文化社会破壊懸念・反欧州態度のトライアングル

4.1 3要素間の検討の必要性

最後に、ここまで確認された、右翼政党支持、移民文化侵蝕懸念、反欧州態度の3つの重大要素の相互関係を検討する。右翼政党支持を強く規定している要素として、移民による文化侵蝕懸念が見いだされたが、その両者に対しては欧州統合への反感もまた重要な説明力を有していた。だが、この3大要素が相互にトライアングル（図3）を形成しているか否かは、国によって事情が異なる蓋然性が高い。そのため、各国ごとにこれらの相互関係について分析を行う必要がある。その作業を通じ、欧州各国の、排外主義的な諸意識の相互関係のパターンの分類を試みる。

図3：3変数のトライアングル



ここまでの分析では政治意識が政党支持に先行するという前提に基づく議論をしてきたが、政党と有権者の関係を考慮した場合、政党から支持者に対する選好形成のメカニズムは度外視できない。有権者は自身支持政党の主張に整合的になるように自身の政治意識すら変更するのである（Egan 2019）。すなわち一本研究の文脈にあわせて言えば—移民がもたらす文化的脅威をおそれているから右翼政党を支持するのではなく、自分の支持している右翼政党が移民の文化的脅威を喧伝しているから、そのような意識を抱くようになった、という可能性は十二分にある。欧州政治の文脈も考慮しても、たとえば古賀（2014）は、今日の右翼ポピュリスト政党の多くが、もともとは新自由主義的な主張を掲げて支持を集め台頭したところ、後になって反移民的な言説を標榜するようになったことを指摘している。この事実も、反移民が先にあ

り支持が後にあるのではなく、支持が先にあり反移民が後にある可能性を示唆する。

よってここでの分析においては、単に国ごとの3要素間の因果関係を見るだけではなく、どちらが因果の先にあるのかを検討する。勿論、本分析で用いているデータは、一時点でのデータのため時間的な先行関係を確定することは困難であるし、厳密な意味での因果関係の向きを論ずることは事実上不可能である。ほとんどのケースではAとBそれぞれがお互いに影響しているという事もあるだろう。しかし、変数の効果量の大小を比べて、どちらがどちらをより強く説明しているのか、という事は確認でき（後述するように全てダミー変数化するためオッズ比を直接比較できる）、そこから擬制的にどちらがより原因／結果に近いか類推することは一次的接近として許容されるだろう。

4.2 データと方法

本分析では冗長さを避けるためにESSのみを用いる。ここまでの分析で示してきた、右翼政党支持、移民文化侵蝕懸念ダミーに加えて、欧州統合反感ダミー変数を作成し、これらの3つの二値変数をそれぞれ従属変数とするロジスティック回帰分析をそれぞれの国ごとに3回ずつ実施し、結果を分析する。

欧州統合反感ダミー変数は、11値をとる欧州統合反対 [euftf] (2.2参照) 変数に基づき、欧州統合を行き過ぎと考える (6-10) 回答者を1、欧州統合はまだ進めるべきと考える (0-5) 回答者を0とした。

3つのロジスティック回帰分析を行う際には、4つの基礎的社会的属性 (年齢、性別、収入、学歴) と、これまでの分析で統計的に有意な効果を発揮することが相対的に多かった、国内議会不信と伝統重視態度の2つの態度変数を統制する。

4.3 分析結果

4.3.1 3変数のトライアングル構造による分類

各ロジスティック回帰分析の結果は補遺に示し、ここでは結果のサマリーのみを示す。まず、3つの重要変数の間それぞれに、相互の因果関係があったか否かに基づいて、一定の分類が可能である。表8において3型と累計されているのは、右翼政党支持・移民文化侵蝕懸念・欧州統合反対の3つのダミー変数間で因果関係のトライアングルが描けるパターンである。2型とあるのは、そのトライアングルのうち2辺にしか因果関係が見いだされなかったケースである。1型はさらに少なく1辺の因果関係しか存在しないケースである。

表8 3変数間の関係性による分類

3型	オーストリア、スイス、ドイツ、フィンランド、フランス、イギリス、イタリア、オランダ
2型 [移民型]	ベルギー、エストニア、ハンガリー、ノルウェー、スロベニア
2型 [欧州型]	ポーランド
1型	ブルガリア、キプロス、チェコ

3型には全体の中で多数事例が当てはまり特に西欧諸国が入る。反対に1型には新規加盟諸国のブルガリア、キプロス、チェコが入る。これらの国々は共通して、移民文化侵蝕懸念と欧州統合反対の間「のみ」に相互の因果関係が見いだされるケースである。言いかえれば、これらの3国においては、右翼政党支持に対して、移民文化侵蝕懸念も欧州統合反対も影響を及ぼしていない。この両タイプの間にあたるのが2型である。2型[移民型]と分類される5ケースにおいては、1型同様まず移民文化侵蝕懸念と欧州統合反対の間に相互関係があり、かつ右翼政党支持と移民文化懸念の間にも関係がある場合である。ポーランドはこれと異なり、1型同様存在する移民文化侵蝕懸念と欧州統合反対の間の関係に加え、右翼政党支持の欧州統合反対の間に相互関係があるパターンである。

これらのパターンは、3つの重大変数のうち、右翼政党支持が、その他2変数とどのように関与しているかによる分類とも換言可能である。3型は、右翼政党支持が、移民文化侵蝕と欧州統合反対の「双方」と相互関係を持つパターン、2型は、右翼政党支持が、移民文化侵蝕と欧州統合反対の「どちらか」と相互関係を持つパターン、1型が、右翼政党支持が、移民文化侵蝕と欧州統合反対の「いずれ」とも相互関係を持たないパターンである。

全体的な傾向としては、右翼政党支持・移民文化侵蝕懸念・欧州統合反対のトライアングルが形成されているのは、いわば特殊西欧的な現象であり、西欧性もしくは既存加盟国性が薄れるほど、そのトライアングルは盤石ではなくなっていくようである。この中でも、3型は、最大派グループではあるものの決して過半数のグループではない。3型のトライアングル構造で欧州の排外主義を見ることは、いわば特殊西欧的な視点を全ヨーロッパに投射しているだけであり、多様な欧州政治の理解を妨げる可能性がある。

4.3.2 右翼政党支持は原因か結果か

それぞれのロジスティック回帰分析の結果3つの重要変数間のオッズ比の大小を比較し、各政治意識のどちらの方が強い説明力を持ったか—ここから擬制すれば、どちらがより相対的に

原因／結果としての性質を帯びるか—を整理したものが、表9である。無関係とあるのは、先述の分析でも示された通り、そもそも両変数間の間に統計的に有意な関係が見出されなかったものである。

欧州統合に対する反感と右翼政党支持に関しては、後者が前者を規定するという関係は、オーストリアとポーランドを例外として見いだされなかった。すなわち、欧州統合反対は右翼政党支持に対して先行するか無関係なだけであり、右翼政党支持が反欧州統合態度を惹起形成しているという関係はやや例外的といえよう。

他方で、移民による文化侵蝕懸念と右翼政党支持の関係については、前者が後者を規定するという（想定しやすい）関係がみられる一方で、後者が前者を規定する—すなわち右翼支持が反移民態度を惹起形成する—という関係が、スイス、フィンランド、イタリア、ベルギー、ノルウェーで見られた。特にベルギーとフィンランドは、オッズ比の差や、各分析の決定係数の大小から言っても、かなり明確にこの強弱関係がある（補遺3）。

表9：右翼政党支持は移民文化侵蝕懸念・欧州統合反対の原因か結果か

移民文化懸念が右翼政党支持の			
	原因	無関係	結果
原因	ドイツ、フランス、イギリス、オランダ		スイス、フィンランド、イタリア
欧州統合反対が右翼政党支持の	無関係	エストニア、ハンガリー、ブルガリア、キプロス、スロベニア、チェコ	ベルギー、ノルウェー
結果	オーストリア	ポーランド	

筆者作成

これらの結果は、有権者の複数の排外主義態度の相互関係を考慮したときに、何かしらの気に入らない対象（移民による文化侵蝕・欧州統合）があるから、その抑制を訴える右翼政党を支持しているのではなく、支持している右翼政党が排除を訴える対象だから自分もまたそれを気に入らない、というメカニズムが駆動しているケースがままある、という事を示す。

反移民態度と欧州統合への反発が右翼政党支持を規定する、というストーリーが見出されたのは、イギリス、フランス、ドイツ、オランダの西欧の大国4か国のみであった。

結語

本分析の結論は次のようなものである。第一に、右翼政党支持は、移民による自国文化・治安への侵蝕といった社会文化的態度と欧州統合への反感によって規定されており、社会経済的弱者による反発という見解に実証的根拠は存在しない。右翼政党支持層というのは、ジャーナリスティックに描き出される、社会経済的弱者像や「置き去りにされた人々」とは程通い。むしろ右翼支持層とは多様な社会経済的背景からなる（しかし政治的意見を異にする）「完全に普通人々」（Blee and Creasap 2010, 271）である。第二に、移民による文化侵蝕や治安悪化を懸念してしまう反移民態度も、何かしらの経済的地位の低さによって規定されるものではなく、もっぱら欧州統合への反発と学歴（の短さ）が主たる規定要因となっていた。本態度については、半数程度の国において、自国政治への不信・不満が追加要因となっており、ある種のスケープゴートとして移民による脅威認識が形成されている可能性もある。第三に、右翼政党支持・移民文化侵蝕懸念・欧州統合反対のトライアングル構造は西欧主要国においては盤石なものの、必ずしもヨーロッパ全体で支配的なパターンではない。そもそも、3つの変数が相互に関連している構造がみられるのは西欧諸国に限られ、東欧諸国においては右翼政党支持がその他2つの排他的態度のどちらかしか（あるいはどちらとも）結びついていないケースもある。この背景には、欧州統合によって域内外移民の流動が激しくなった際、移民流入（ないし流出）の構造に欧州の東西で違いがあり、畢竟それに対する反発の構造も違うという事がある。

右翼政党支持、移民文化侵蝕懸念、欧州統合反対という3つの重大な変数の相互関係を、より緻密に分析した際、国によっては右翼政党支持が移民による文化侵蝕懸念によって規定される関係性以上に、その逆の関係性の方が強い説明力が持つケースも存在した。政党や政治家による排外態度の動員の存在が想定される。前述の3つの政治意識の関係性について、「反移民態度と欧州統合への反発が右翼政党支持を規定し、その3変数が分かちがたく結びついている」、というストーリーは近年の欧州政治を語る言説として馴染み深いものようであり、確かに本分析からもイギリス、フランス、ドイツ、オランダと言ったヨーロッパの主要国でその関係が見出された。しかし、その関係が見出されるのは、イギリス、フランス、ドイツ、オランダだけである。そして、ヨーロッパはその4か国だけではない。ここからは、主要国の政治を分析するだけでヨーロッパ政治全体を語ることの危うさが示唆される。そのような関係性は「たまたま」少数の西欧の大国で発生しただけに過ぎず、にもかかわらずそれが広く報じられることによって、我々は例外的なメカニズムをさもヨーロッパ全体の政治現象であるかのように認識してしまっているかもしれない。より広範で、Comparative な分析が必要である。

無論、本稿の分析は、初めから論じているように、二つのヨーロッパ大世論調査プロジェクトの、先行公開データに依拠している。よって、その分析の妥当性は一時点の物にとどまるし、

今後のデータ更新によって分析可能国が増えることによって、全体的な分析の傾向には一定の修正が必要となりうるだろう。しかし、大枠としては既存先行研究と類似の知見が本分析を通じても支持されており、それは学術的な見地から言えば、ポスト難民危機期のヨーロッパにおける、右翼政党支持や反移民態度に関して、過去の膨大な知見に安心して依拠して良いことを意味する。徒に時代の大変化を論じ過去の知見を相対化・無効化するような言説からは、冷静に距離を置いてヨーロッパ政治を観察分析することが肝要である。

欧州におけるポスト難民危機期の排外意識分析
右翼政党支持・反移民態度・反欧州統合

【補遺】

補遺1：職種を統制した右翼政党支持規定要因ロジスティック回帰分析

D.V. = 右翼政党支持	モデル1 ESSサンプル		モデル2 ESSサンプル		モデル3 ESS 支持政党有 回答者のみ	
	OR	StdOR	OR	StdOR	OR	StdOR
	年齢	1.016	1.327	1.010	1.191	0.998
性差(女性=1)	0.823	0.907*	0.974	0.987	1.141	1.068
収入(10)	1.063	1.187^	1.068	1.201^	1.078	1.234^
学歴(8)	0.910	0.836**	0.938	0.886**	0.878	0.777**
職業(参照=専門職)						
軍・警察	2.062	1.039	2.221	1.043*	2.550	1.055*
管理職	1.127	1.033	0.996	0.999	1.025	1.007
技師・准専門職	1.190	1.066*	1.005	1.002	0.998	0.999
事務補助員	1.092	1.026	0.923	0.977	1.082	1.023
販売従業者	1.311	1.105^	1.067	1.024	1.034	1.011
農林漁業従事者	1.298	1.044	1.063	1.010	1.613	1.076
技能工	1.458	1.123*	1.174	1.050	1.354	1.092
機械運転・組立工	1.437	1.097^	1.128	1.031	1.286	1.061
単純作業従事者	1.055	1.015	0.942	0.984	0.930	0.982
自己人生状況不満(11)			1.108	1.037	1.003	1.006
自国民主政治不満(11)			1.103	1.271*	1.105	1.272*
自国議会不信(11)			0.866	0.701**	0.931	0.841**
EU議会不信(11)			1.172	1.476**	1.218	1.623**
EU統合反対(11)			1.164	1.509**	1.174	1.566**
伝統重視(6)			1.112	1.164**	1.060	1.087**
規則重視(6)			1.042	1.060^	1.053	1.077^
自由重視(6)			1.061	1.068	1.038	1.042
移民経済悪化認識(11)			1.025	1.061	1.094	1.244
移民文化侵蝕認識(11)			1.188	1.563**	1.235	1.739**
N	23723		20521		10601	
Pseudo R2	.1108		.2084		.3221	

^p<0.10, *p<.05, **p<.01

注:定数項・国別ダミー変数の効果は報告省略。各変数後の括弧内数字は何点尺度かの表記である。

太字: p<.05 & (SOR >1.250 or <0.800), 灰色セル: p<.05 & (SOR >1.500 or <0.666)

補遺2：右翼政党定義を狭めた（極右政党に限定した）支持規定要因ロジスティック回帰分析

D.V. = 極右政党支持	モデル1 ESSサンプル		モデル2 ESSサンプル		モデル3 ESS 支持政党有 回答者のみ		モデル4 EVSサンプル	
	OR	StdOR	OR	StdOR	OR	StdOR	OR	StdOR
年齢	0.990	0.827**	0.987	0.786**	0.974	0.626**	0.993	0.877*
性差 (女性 = 1)	0.722	0.850	0.700	0.836**	0.773	0.880**	0.780	0.883**
収入(10, 10)	1.012	1.033	1.020	1.058	1.005	1.013	1.020	1.056
学歴(8, 9)	0.791	0.644**	0.871	0.774**	0.817	0.680**	0.849	0.740**
職業 (参照 = 常勤)								
短期労働							0.820	0.953
失業・求職中	0.748	0.952	0.738	0.950	0.789	0.965	0.773	0.947*
主婦・主夫	0.972	0.993	1.097	1.023	1.102	1.024	0.692	0.938^
学生	0.220	0.685**	0.390	0.791**	0.310	0.759**	0.692	0.927*
退職・年金受給者	1.030	1.013	1.032	1.014	1.154	1.068	0.863	0.935
障害・傷病	1.786	1.090**	1.330	1.042	1.202	1.026	1.154	1.018
自己人生状況不満(11, 10)			0.995	0.990	0.986	0.973	0.989	0.979
自国民主政治不満(11, 10)			0.990	0.976	0.939	0.861	1.068	1.184^
自国議会不信(11)			0.976	0.943	1.079	1.200	1.154	1.123
EU議会不信(11)			1.105	1.274**	1.120	1.312**		
EU統合反対(11)			1.111	1.331**	1.105	1.322**		
EU不信(4)							1.538	1.414**
伝統重視(6)			1.122	1.177*	1.071	1.102		
規則重視(6)			1.055	1.079	1.050	1.072		
自由重視(6)			1.213	1.243**	1.193	1.215**		
移民経済悪化認識(11, 10)			1.047	1.120**	1.086	1.225**	1.077	1.243**
移民文化侵蝕認識(11)			1.280	1.898**	1.287	1.949**		
移民治安破壊認識(10)							1.197	1.625**
N	21121		18232		8875		21586	
Pseudo R2	.0992		.2147		.3186		.1558	

^ p<0.10, * p<.05, ** p<.01

注：定数項・国別ダミー変数の効果は報告省略。各変数後の括弧内数字は何点尺度かの表記であり、二つ並んでいる場合は左がESS・右がEVSのものである。太字：p<.05 & (SOR >1.250 or < 0.800), 灰色セル：p<.05 & (SOR >1.500 or < 0.666)

欧州におけるポスト難民危機期の排外意識分析
右翼政党支持・反移民態度・反欧州統合

補遺3：右翼支持・欧州統合反対・移民文化侵蝕懸念の相互ロジスティック回帰分析概要

国 D.V.	AT			BE			BG			CY		
	右翼政党 支持	欧州統合 反対	移民文化 侵蝕懸念									
右翼支持		2.163	4.969		n.s.	2.342		n.s.	n.s.		n.s.	n.s.
欧州統合反対	2.120		3.180	n.s.		2.274	n.s.		2.518	n.s.		2.023
文化侵蝕懸念	4.969	3.182		2.274	2.426		n.s.	2.519		n.s.	2.072	
年齢	-		+					+			+	
女性												
学歴		-	-		-	-		+			+	-
収入		+		+								
議会不信		+	+		+	+		+	+		+	+
伝統重視		+		+				-	+		+	+
R2	.1380	.1418	.1382	.0381	.0907	.1362	.0253	.0788	.0539	.0939	.0577	.0621

国 D.V.	CH			CZ			DE			EE		
	右翼政党 支持	欧州統合 反対	移民文化 侵蝕懸念									
右翼支持		2.678	3.850		n.s.	n.s.		3.680	3.331		n.s.	2.536
欧州統合反対	2.703		1.813	n.s.		3.025	3.950		2.139	n.s.		2.503
文化侵蝕懸念	3.815	1.792		n.s.	3.018		3.437	2.122		2.584	2.501	
年齢			-		+						+	
女性		-							-	-		-
学歴		-	-	+					-	-		-
収入												
議会不信		+	+		+	+	+	+	+	+	+	+
伝統重視	+	+				+	+	+	+			
R2	.1419	.0682	.1189	.0160	.1180	.0901	.2911	.1165	.1546	.0862	.1044	.1063

国 D.V.	FI			FR			GB			HU		
	右翼政党 支持	欧州統合 反対	移民文化 侵蝕懸念									
右翼支持		3.524	3.300		n.s.	4.692		3.111	1.581		n.s.	1.751
欧州統合反対	3.775		4.403	1.763		2.390	3.167		2.843	n.s.		4.018
文化侵蝕懸念	3.139	4.255		4.904	2.345		1.588	2.826		1.759	4.029	
年齢	-			-	+	+	+	+		+		
女性												
学歴			-			-			-			
収入							+					
議会不信		+	+	+	+	+	-	+	+	-	-	+
伝統重視		+				+	+	+	+			
R2	.1934	.1239	.2276	.1709	.0956	.1823	.1751	.1678	.1328	.1478	.0939	.1105

国 D.V.	IT			NL			NO			PL		
	右翼政党 支持	欧州統合 反対	移民文化 侵蝕懸念									
右翼支持		2.014	2.680		1.918	1.905		n.s.	6.460		2.676	n.s.
欧州統合反対	2.074		6.112	2.033		2.122	n.s.		1.980	2.602		2.053
文化侵蝕懸念	2.659	6.114		2.010	2.106		6.535	1.984		n.s.	2.020	
年齢		+		-		-	+	+	-	+	-	
女性				-		-	-	-	-	-		
学歴		-	-									
収入	+			+								
議会不信		+	+	+	+	+		+	+	-	-	
伝統重視						+				+	+	
R2	.1037	.2014	.2071	.1736	.1052	.1111	.2052	.0616	.1691	.2177	.0662	.0547

国 D.V.	SI			全サンプル		
	右翼政党 支持	欧州統合 反対	移民文化 侵蝕懸念	右翼政党 支持	欧州統合 反対	移民文化 侵蝕懸念
右翼支持		n.s.	2.341		2.740	1.965
欧州統合反対	n.s.			2.748		2.807
文化侵蝕懸念	2.351	1.911	1.912	1.950	2.791	
年齢					+	
女性				-		
学歴			-	-		-
収入						
議会不信		+	+	+	+	+
伝統重視			+	+	+	+
R2	.0739	.0369	.0970	.0832	.1101	.1406

注：
右翼支持・欧州統合反対・移民文化侵蝕懸念の3変数間の数値は統計的有意性(p<.05基準)が確認された場合のオッズ比。N.s.は統計的有意性基準を満たさなかった場合。年齢から伝統重視までの符号は統計的有意性が見出された場合の、効果の正負の向き。

注

- ¹ それぞれ利用ファイルバージョンは、ESS9e01_1, ZA7500_V2-0-0.
- ² 類似の試みとして、中井（2020）ではESS8波データを用いて右翼政党支持の分析を行った。本稿はそれをさらに広げ、複数のデータセットを用いかつ反移民態度まで分析の対象を広げ、さらに各国ごとの規定要因分析も行っている。
- ³ 先行研究のレビュー論文としてはGolder（2016）やMuis & Immerzeel（2017）。
- ⁴ 単純な業績投票モデルを考えるなら苦境は既存野党に支持を向けるだけであって、経済的苦境はそれ相応の文脈との交差がなければ極右政党支持にはつながらない（Golder 2003, Dancygier 2010, Han 2016）。
- ⁵ ESS9では「どの政党に、他の正答と比べ、親しみを感じるか（feel closer）」、EVS2017では「どの政党があなたにとってもっとも魅力的か [v174_cs]」である。なお、投票実績はEVSでは聴取しておらず、そもそも投票実績はその国の選挙制度によって大きな影響を受けてしまう。具体的には、小選挙区制としての要素が強い選挙制度の国では、内心では右翼政党を支持していても、具体的な行動においてはセカンドベストの政党に投票するという事が起こりやすい。
- ⁶ イギリスで高い右翼支持率が出ているのは保守党を含めている影響が大きい。英・保守党を右翼政党とみることには議論の余地もあろうが、欧州レベルではECRに属し率いている事実を重視する。同欧州政党はイタリアファシストの流れをくむFdIや、極右下部組織を含むラトビアNA、権威主義的な右翼政党とみなされがちなポーランドPIS、フィンランド極右のPSなどと同じ会派であった。これらの政党を右翼政党と見做しながらも、イギリス保守党のみをその例外とするのは整合的な態度ではない。
- ⁷ ただし、従属変数の右翼政党の定義を狭くとした頑健性チェック（補遺1参照）の結果では、この学歴効果はより強く効果を持つようになっている。
- ⁸ 社会経済的劣位性が右翼政党支持につながるというストーリーと言えそうな結果は、オーストリアで失業者が右翼を支持する傾向がある事と、クロアチアで低所得者が右翼政党支持傾向にあるという、2点程度である。
- ⁹ 実際に中井・武田（2018）は、難民受け入れに対する異議の相当程度が、欧州懐疑態度によって説明できることを計量分析を通じて明らかにした。
- ¹⁰ この点に関し、移民として想定される集団の、人種的異同を考慮した場合の分析については、Alba et al. 2005, Brader et al. 2008, Ayers et al. 2009, Harrell et al. 2012 や中井 2019 を参照のこと。
- ¹¹ このほかEVS2017には、「移民は自分たちの文化を保持し続けるべきか否か」(v188)という質問項目が存在する。ただし、これは一概に移民に対する受容/排斥態度をはかるものとはいえず、むしろどのような統合政策が好ましいのかといった高度に政策的な態度という方が近い。仮に移民受容に積極的・寛容な者であっても、移民の社会的統合に際しては独自文化を維持すべきとする見解と、ホスト社会に統合されるべきとする見解の、双方に分かれるだろう。実際、その他の反移民態度を計る指標への回答と、この指標に対する回答は相関が非常に低い。そのことから本稿では採用しない。

¹² なお、そもそも専門職が参照変数となっているのは、この回答者が全職種のなかで一番Nが多い回答だったためである。

参考文献

- Alba, Richard, Ruben G. Rumbaut, and Karen Marotz. 2005. "A Distorted Nation: Perceptions of Racial/Ethnic Group size and Attitude toward Immigrants and Other Minorities," *Social Forces*, 84(2), 901-919.
- Arzheimer, Kai. 2009. "Contextual Factors and the Extreme Right Vote in Western Europe, 1980–2002," *American Journal of Political Science*, 53(2), 259–275.
- Arzheimer, Kai & Elisabeth Carter 2006, "Political Opportunity Structures and Right-wing Extremist Party Success" *European Journal of Political Research*, 45, 419–43.
- Ayers, John, Richard Hofstetter, Keith Schnakenberg, and Bohdan Kolody. 2009. "Is Immigration a Racial Issue? Anglo Attitudes on Immigration Policies in a Border Country," *Social Science Quarterly*, 90(3), 593-610.
- Blee, Kathleen M. and Kimberly A. Creasap 2010. "Conservative and Right-wing Movements," *Annual Review of Sociology*, 36, 269-286.
- Brader, Ted, Nicholas A. Valentino, and Elizabeth Suhay. 2008. "What Triggers Public Opposition to Immigration? Anxiety, Group Cues, and Immigration Threat" *American Journal of Political Science*, 52(4), 959-978.
- Ceobanu, Alin M. and Xavier Escandell. 2008. "East is West? National Feelings and Anti-Immigrant Sentiment in Europe," *Social Science Research* 37, 1147-1170.
- Ceobanu, Alin M. and Xavier Escandell. 2010. "Comparative Analyses of Public Attitudes Toward Immigrants and Immigration Using Multinational Survey Data: A Review of Theories and Research," *Annual Review of Sociology*, 36(1), 309–328
- Chandler, Charles R. and Yung-Mei Tsai. 2001. "Social Factors Influencing Immigration Attitudes: An Analysis of Data from the General Social Survey," *Social Science Journal*, 38(2), 177-188.
- Coenders, Marcel, and Peer Scheepers. 2008. "Change in Resistance to the Social Integration of Foreigners in Germany 1980-2000: Individual and Contextual Determinants," *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 34(1), 1-26.
- Dancygier, Rafaela M. 2010. *Immigration and Conflict in Europe*, Cambridge University Press.
- De Figueiredo Jr., Rui J. P., and Zachary Elkins. 2003. "Are Patriots Bigots?," *American Journal of Political Science*, 47(1), 171-188
- De Koster, Willem, Peter Achterberg, Jeroen Van der Waal, Samira Van Bohemen Roy Kemmers. 2014. "Progressiveness and the New Right: The Electoral Relevance of Culturally Progressive Values in the Netherlands," *West European Politics*, 37(3), 584-604.
- Facchini, Giovanni. and Anna M. Mayda. 2009. Does the welfare state affect individual attitudes toward immigrants?

- evidence across countries,” *Review of Economics and Statistics*, 91, 295–314.
- Facchini, Giovanni and Anna M. Mayda. 2012. “Individual Attitude toward Skilled Migration: An Empirical Analysis across Countries” *The World Economy*, 35(2), 183-196.
- Golder, Matt. 2003. “Explaining Variation in the Electoral Success of Extreme Right Parties in Western Europe,” *Comparative Political Studies*, 36, 432–66.
- Golder, Matt 2016. “Far Right Parties in Europe,” *Annual Review of Political Science*, 19, 477-497.
- Hainmueller, Jens and Michael J. Hiscox. 2007. “Educated Preferences: Explaining Individual Attitude Toward Immigration in Europe,” *International Organization*, 61(2), 399-442.
- Hainmueller, Jens and Daniel J. Hopkins. 2014. “Public Attitude toward Immigration,” *Annual Review of Political Science*, 17(1), 225-249.
- Han, Kyung Joon. 2016. “Income Inequality and Voting for Radical Right-Wing Parties,” *Electoral Studies*, 42, 54-64.
- Harell, Allison, Stuart Soroka, Shanto Iyengar, Nicholas Valentino. 2012. “The Impact of Economic and Cultural Cues on Support for Immigration in Canada and the United States,” *Canadian Journal of Political Science*, 45(3), 499-530.
- Helbling, Marc and Hanspeter Kriesi. 2014. “Why Citizens Prefer High- Over Low-Skilled Immigrants: Labor Market Competition, Welfare State, and Deservingness,” *European Sociological Review*, 5(1), 595-614.
- 稗田健志. 2019. 「西欧諸国におけるポピュリスト政党支持の職業階層的基盤」『年報政治学』2019-II, 109-142.
- Hjerm, Mikael. 2001. “Education, xenophobia and nationalism: a comparative analysis,” *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 27, 37–60.
- Kitschelt, Herbert. 1997. *The Radical Right in Western Europe: A Comparative Analysis*, University of Michigan Press.
- Knigge P. 1998. “The Ecological Correlates of Right-wing Extremism in Western Europe,” *European Journal of Political Research*, 34, 249–79.
- 古賀光生. 2014. 「新自由主義から福祉排外主義へ：西欧の右翼ポピュリスト政党における政策転換」『選挙研究』30 卷 1 号, 143-158.
- Lubbers Marcel, and Peer Scheepers. 2002. “French Front National Voting: a Micro and Macro Perspective,” *Ethnic and Racial Studies*, 25, 120–49.
- Lubbers, Marcel, Merove Gijsberts, and Peer Scheepers. 2002. “Extreme Right-wing Voting in Western Europe,” *European Journal of Political Research*, 41, 345-378.
- Luedtke, Adam. 2005. “European integration, public opinion and immigration policy: Testing the Impact of National Identity” *European Union Politics*, 6(1), 83-112.
- Muis, Jasper and Tim Immerzeel. 2017. “Causes and Consequences of the Rise of Populist Radical Right Parties and Movements in Europe,” *Current Sociology Review*, 65(6), 909-930.

欧州におけるポスト難民危機期の排外意識分析
右翼政党支持・反移民態度・反欧州統合

- 中井遼. 2020. 「2019年欧州議会選前の右翼政党支持要因の計量分析：European Social Surveyによる実証」『ワセダアジアレビュー』22, 33-39.
- 中井遼, 武田健. 2018. 「難民の分担をめぐる欧州諸国の世論分析：欧州懐疑要因の検討」『国際政治』190号, 49-64.
- O'Rourke, Kevin H., and Richard Sinnott. 2006. "The Determinants of Individual Attitudes towards Immigration." *European Journal of Political Economy* 22(4), 838–61.
- Quillian, Lincoln. 1995. "Prejudice as a Response to Perceived Group Threat: Population Composition and Anti-Immigrant and Racial Prejudice in Europe." *American Sociological Review* 60(4), 586–611.
- Scheve, K. and Slaughter, M. J. 2001. "Labor market competition and individual preferences over immigration Policy," *Review of Economics and Statistics*, 83, 133–145.
- 新川敏光. 2017. 「リベラルな国民再統合パターンの析出—英独仏を事例として」新川敏光編『国民再統合の政治：福祉国家とリベラル・ナショナリズムの間』ナカニシヤ出版, 11-41.
- Sides, John, and Jack Citrin. 2007. "European Opinion About Immigration: The Role of Identities, Interests and Information." *British Journal of Political Science* 37(3), 477–502.
- Wagner, Ulrich and Andreas Zick. 1995. "The Relation of Formal Education to Ethnic Prejudice: Its Reliability, Validity and Explanation," *European Journal of Social Psychology*, 25(1), 41-56.
- Werts, Han, Peer Scheepers, and Marcel Lubbers. 2013. "Euro-scepticism and Radical Right-wing Voting in Europe, 2002–2008," *European Union Politics*, 14(2), 183–205.