

欧州新興民主主義国における民族的寛容

はざま
間

やすし
寧

《要 約》

新興民主主義国において、政治的寛容の対象となる最大の集団のひとつは民族的少数派に属する市民である。欧州でも新興民主主義国では先進民主主義国と異なり、民族的少数派市民の人口比は外国人人口比よりはるかに大きい。ところで民族的少数派市民は外国人に比べて、民族的多数派に認知されている。このことからすると、民族的少数派市民の人口比が大きければ、個人的接触を促す一方で、社会的脅威感と呼び起こしにくいため、寛容が高まると考えられる。本稿は欧州の新興民主主義16カ国についてのユーロバロメーターの個票データと国別マクロデータからなるデータセットを階層線形モデルで分析した。そして、外国人人口比が政治的寛容を弱めるのに対し、民族的少数派市民の人口比が政治的寛容を強めるとの結果を得た。

序論

- I 民族的多様性と寛容についての議論
- II 研究設計
- III 推計結果
- 結論

序 論

新興民主主義が定着するためには、公平で競争的な選挙が定期的に行われるのみならず、多数派と少数派に平等な政治的権利が認められることが必要である。少数派権利擁護を促進する上で、政治的寛容は重要な役割を果たす [Viegas 2007]。政治的寛容についての既存の実証研究は、ネオナチやスターリン主義者などの急進的集団 [Peffley and Rohrschneider 2003; Marquart-Pyatt

and Paxton 2007; Hinckley 2010]、移民や外国人などの他国出身者 [Weldon 2006; Crepaz and Damron 2009; Cote and Erickson 2009] に対する寛容を、寛容の尺度として通常用いてきた。しかし、これらの集団は新興民主主義国ではほとんど見かけられないし、社会問題としての重要性も低い。これら諸国で寛容の対象となるもっとも大きな集団は、民族的少数派である。

新興民主主義国における民族的少数派に対する政治的寛容（以下、民族的寛容）やこれに類する実証研究は、南アフリカ [Gibson 2003; Gibson and Gouws 2003; Gibson 2006] や内戦前のユーゴスラビア [Hodson, Sekulic, and Massey 1994; Massey, Hodson, and Sekuli 1999; Kunovich and Hodson 2002]、ルーマニアとブルガリア [McIntosh

et al. 1995] などに限られ極めて少ない^(注1)。紛争がほとんどなく、民主化がかなり進んだ（すなわち公平で競争的な選挙が定着した）状況において、民族的多様性は民族的寛容を強めるのだろうか、それとも弱めるのだろうか。この問いを検証するのに有益なのが、少数派差別に関するユーロバロメーター（Eurobarometer）調査（2009年実施）のデータセットである。同調査は、16カ国もの新興民主主義国における民族的寛容の分析が可能な公開データベースとしてはほぼ唯一のものである。世界価値観調査（World Values Survey）では社会的寛容（自分と異なる集団に属する人を隣人として認められるか）を問う質問はあるものの、民族的少数派に政治的権利を認めるか（民族的寛容）を問うものはないし、回答者が民族的多数派かどうかを判別できる質問もないため、民族的寛容を測ることができない。本稿は、上記のデータセットなどを用いて欧州新興民主主義国における民族的多様性の民族的寛容への影響を検証した。

欧州の新興民主主義諸国では共産主義体制崩壊が民族間対立をもたらすことが危惧されたが、ユーゴスラビアの例を除けば民族紛争は勃発せず、民族間の緊張関係も多民族共存を目指す政策により緩和された [Barany and Moser 2005]。しかしそれは必ずしも民族的少数派の権利の尊重が確立したことを意味しない。これら諸国の多くで、欧州連合加盟のために実施された民族的少数派保護のための条約締結や法改正が、国内の民族的多数派の反発を招いたとの議論もある [Tesser 2003]。また欧州新興民主主義国において、民族的少数派の比率は国ごとに大きな違いがある（表1）。このような民族的多様性の違いは、民族的寛容にどのような影響を与える

のだろうか。表1が示すように、欧州の新興民主主義国における民族的少数派の国内人口比率は平均17.2パーセントだが、そのなかで外国人の占める割合は3分の1にも満たない（国内人口の5.1パーセント）。残りの約3分の2（国内人口の12.1パーセント）が自国出身の民族的少数派（以下、民族的少数派市民）と考えられる。

民族的多様性の寛容に対する影響について既存研究は、近所範囲での外国人人口比の高さは脅威効果よりも接触効果を促進することで寛容を強めるが、それ以上の範囲での外国人人口比の高さは接触効果よりも脅威効果を助長することで寛容を弱めることが一般的傾向であることを示している [Oliver and Wong 2003; Oliver and Meldelberg 2000; Semyonov et al. 2004; Wagner et al. 2006; Stein, Post, and Allison 2000; Dixon 2006]。近所以上の範囲において脅威効果が接触効果に勝る大きな理由は、多数派が外集団を犯罪、文化的差異、雇用競争などに結びつけること（ステレオタイプ化）で脅威感が生まれることであるが [Quillian and Pager 2001; 2010; Drakulich 2012; Zarate et al. 2004; Fitzgerald, Curtis, and Corliss 2012]、民族的少数派市民は外国人に比べると民族的多数派からより認知され、社会にも統合されている。そのため、民族的少数派市民の人口比は、外国人の人口比に比べて、脅威効果が弱く接触効果が強く、したがって民族的寛容を促進すると考えられる。本稿は分析の結果、民族的少数派市民の人口比が大きいと寛容が強まるのに対し、外国人人口比が大きいと寛容が弱まることを見出した。本稿の構成は以下の通りである。まず第Ⅰ節で寛容のマクロレベルでの規定要因についての議論を整理統合して作業仮説を提示する。次に第Ⅱ節でデータセットと階層線形モ

表1 欧州新興民主主義諸国における民族的少数派と外国人の国内人口比率 (%)

国	(A) 民族的少数派	(B) 外国人	(A) の出所		
			2 次資料	1 次資料	基準年
ポルトガル	2.4	4.2	Alesina et al. (2010)	Levinson (1998)	1998
ポーランド	3.3	0.1	CIA (2012)	国勢調査	2002
ハンガリー	7.7	1.9	CIA (2012)	国勢調査	2001
ギリシャ	7.0	8.3	CIA (2012)	国勢調査	2001
スロヴェニア	16.9	3.5	CIA (2012)	国勢調査	2002
スロヴァキア	14.2	1.0	CIA (2012)	国勢調査	2001
ルーマニア	10.5	0.1	CIA (2012)	国勢調査	2002
リトアニア	16.0	1.2	CIA (2012)	国勢調査	2009
チェコ	9.6	3.9	CIA (2012)	国勢調査	2001
トルコ	27.5	0.1	CIA (2012)	CIA 推計値	2008
クロアチア	10.4	0.8	CIA (2012)	国勢調査	2001
ブルガリア	16.1	0.3	CIA (2012)	国勢調査	2001
スペイン	25.6	12.3	Alesina et al. (2010)	EB (2001)	1991
マケドニア	35.8	0.2	CIA (2012)	国勢調査	2002
エストニア	31.3	16.0	CIA (2012)	国勢調査	2008
ラトヴィア	40.7	17.9	CIA (2012)	国勢調査	2009
平均	17.2	5.1			

(出所) 民族的少数派は表中「(A) の出所」参照 (EB=Encyclopaedia Britannica)。外国人は European Comission [2012], Republic of Croatia [2011], United Nations [2006] より筆者作成。詳しくは第Ⅱ節参照。

デル (Hierarchical Linear Model) に依拠する推計モデルを説明する。第Ⅲ節で推計結果を解説し、最後にその結果を解釈するとともに、その含意を議論する。

I 民族的多様性と寛容についての議論

本節は民族的多様性が民族的寛容に与える効果についての最近の研究を概観し、本稿で検証する作業仮説を提示する。まず寛容を定義する必要がある。寛容、とくに政治的寛容は、賛同しがたい考えや集団に対して我慢すること [Gibson 2007, 410] と概念的に定義される。その度合いは、自分がもっとも好まない集団に対し

てどの程度の市民的権利を認める意思があるかにより通常測られる。寛容の対象としてもっとも好まない集団をあえて想定するのは、概念的定義にある「非賛同の前提」を満たすためである^(注2)。ただし、「非賛同の前提」を明示的に適用して寛容を測定すると、標本における「寛容」の度合いが過小評価され、正しく測定できないことが懸念される。多くの人は、民族的少数派の国民に対して仮に不快感を抱いていたとしても、それをあえて表明しないだろうと見込まれるからである。そのような状況では、「非賛同の前提」を課さずに外集団 (out-group) 寛容としての民族的寛容を測るのが現実的である (たとえば Gibson [2006])。本稿も民族的寛容の

尺度として、外集団である民族への寛容を用いた。

また寛容としばしば並行して論じられるのは偏見であるが、概念上は以下のように区別される。偏見は、とくに否定的民族的偏見という意味で用いられ、特定の集団（に属する個人）に関する誤ったあるいは固定的な一般化と定義される [Allport 1954/1988, 9]。(民族的) 寛容は、偏見の有無とは理論的には無関係だが、実際には偏見が強いと寛容性が弱まることが広くみられる。そのため、偏見研究と寛容研究の接合面は広い。これらの相違点と類似点を考慮しつつ、本節での議論では、寛容に加えて偏見についての研究成果で寛容の分析と論理を共有するものも対象に含めた。

1. 規則性：近所を超える範囲での民族的多様性は非寛容を助長する

民族的多様性が民族的寛容に与える影響は二重の効果を伴うために複雑である。一方で、民族が多様だと多数派と少数派の間の接触が頻繁になる。個人レベルでの接触は寛容を強めること（以下、接触効果）が広く知られている。他方、かなりの規模の少数派が存在すると、それが社会に対する脅威であるとの認識が多数派のなかに広がり、寛容が弱まりやすい（以下、脅威効果。接触効果と脅威効果について詳しくは、第Ⅱ節 4 項の個人レベルでの独立変数についての説明参照）。ドイツでの外国人に対する偏見についての分析でも、郡レベルでの外国人比率が高いほど接触効果と脅威効果がともに強まるものの、同比率の偏見への直接的効果はほとんどないことがわかった [Pettigrew and Tropp 2011, 196-200]。

民族的多様性はこのように接触と脅威感をと

もに増す働きをするものの、その寛容に対する純効果は一定でなく、どちらの効果がより強くなるかは状況に依存する。近年の研究からは、近所範囲での民族的多様性（多くの場合、外集団の人口比率で測られる）は脅威効果よりも接触効果を促進することで寛容を強めるが、それ以上の範囲での民族的多様性は接触効果よりも脅威効果を助長することで寛容を弱めることがわかってきた [Oliver and Wong 2003; Oliver and Meldelberg 2000; Semyonov et al. 2004; Wagner et al. 2006; Stein, Post, and Allison 2000; Dixon 2006]。このような違いが生じる大きな理由は、民族的多様性を非寛容につなげる要因である社会的脅威感が、国内レベルの政治的言説に起因していることが多いからである [Wagner et al. 2006, 387]。

2. 変則性：集団と国による差異

ただし、近所範囲を超える地理的単位でも常に脅威効果が接触効果に勝るとは限らない。Dixon [2006] によれば、都市や郡などの単位において、白人の黒人に対する偏見には脅威効果（具体的には外集団（＝黒人）人口比率が高いほど偏見が強まる傾向）が認められたが、同じ白人のヒスパニックとアジア人への偏見には脅威効果が認められなかった。旧ユーゴスラビアでも、共和国別の民族的多数派の人口比は寛容水準と負の関係にあった [Hodson, Sekulic, and Massey 1994]。多数派人口が少数派人口と反比例していることからすれば、これは民族的少数派市民の総人口比が寛容に正の効果を及ぼすことの証左である。以下に挙げる民族ステレオタイプについての先行研究の成果を考慮すると、そこで重要となるのは多数派が外集団を犯罪、文化的差異、雇用競争などに結びつけるかどうか

かであるように思われる [Green 2009, 43-44]。そうした結びつきがあれば脅威効果が接触効果に勝るが、そうでない場合には脅威効果が生じるとは限らないかもしれない。民族ステレオタイプについての研究によれば、白人はヒスパニックよりも黒人から犯罪を想起している [Quillian and Pager 2001; Quillian and Pager 2010; Drakulich 2012]^(注3)。ドイツについてのパネルデータ分析も、移民に対して抱く不安感は、(経済的不安にもまして) 犯罪についての不安に起因することを示している [Fitzgerald, Curtis, Carliss 2012]。欧州の民族的少数派市民についても、雇用競争が民族的多数派の脅威感を強めることは充分ありうるものの [Kunovich and Hodson 2002]、犯罪や文化的差異を理由とする脅威感は、外国人に対するほどは感じられないはずである。

また、国内の寛容水準の(近所範囲を超える地理的単位での) 違いを説明する上で脅威効果は接触効果に勝るものの、寛容の国ごとの違いを説明する上でも脅威効果が接触効果を上回るという横断的分析知見はほとんどみられない。西欧では国別の外国人比率が高いと、外国人に対する脅威感が強くなるものの [McLaren 2003; Schneider 2008]、外国人排斥意識は高くならなかった [McLaren 2003]。その理由は McLaren [2003] が指摘するように、脅威感を排斥意識や寛容性に媒介する政治社会制度の違いに求められよう。このように、民族的少数派の人口比が多数派の寛容に与える影響を検証するためには、民族少数派の種類や他の国別変数を考慮に入れる必要がある。国別変数については次節で詳しく論じる。

3. 仮説

以上で論じたように、欧州において外国人は犯罪、文化、雇用の点で多数派への脅威を生むが、民族的少数派市民が左記の3点(なかでも犯罪と文化)で多数派に感じさせる脅威感はより小さいはずである。そのため民族的少数派市民は外国人に比べて、否定的ステレオタイプ化になじみにくく、近所以上の範囲での脅威効果は弱いと考えられる。民族的多数派にしても、民族的少数派市民に政治的権利を認める法的、倫理的理由は、外国人に政治的権利を認める理由よりも強い。そこで本稿は、(多様な個人別、国別変数を制御すれば) 民族的少数派市民の人口比は、外国人の人口比に比べて、民族的寛容を促進する効果が大きいという仮説を立て、計量分析を用いて検証することを試みる。前掲の Hodson, Sekulic, and Massey [1994] の知見も、民族的少数派市民の人口比が大きいほど、民族的寛容が高くなることを示している。

II 研究設計

本研究は、偏見や他のテーマを扱ったユーロバロメーター調査の個人別データと国別のデータを組み合わせたデータセットを階層線形モデルで分析する。従属変数は、国の最高の政治的役職に少数派民族が選任されることに対する多数派民族の態度である。主要な独立変数は、国の全人口に占める少数派民族人口と外国人口のそれぞれの比率である。他の独立変数は、寛容研究で通常用いられる個人別、国別の変数である。

1. データ出所

個人別のデータは、偏見を含む多様なテーマを含むユーロバロメーター調査71.2（2009年5～6月実施）のデータセット [European Commission 2012] から新興民主主義国16カ国の市民についてのデータを以下の手続きに従って抽出したもの（N=14353）である。同データセットのなかでもとくに、標準項目（QA）、偏見（QE）、人口動態（D）という変数群からデータを選んだ。国別のデータの主な出所は、CIA [2012]、Alesina et al. [2010]、European Commission [2012] などである。記述統計量は表2に示した。

2. 標本

標本は、欧州新興民主主義国に在住する、どの民族的少数派にも属さない個人から成る。まず新興民主主義国とは、1970年代半ばに始まった世界的民主化の第三の波 [Huntington 1991] の間、およびそれ以降に民主化した国と定義した。この定義に該当する国は、ユーロバロメーター調査71.2対象国の中に17カ国あるが、そのうちキプロスは標本から外した。1974年の内戦に軍事介入したトルコ軍がキプロス北部を占領、停戦ラインは国連平和維持軍の監視下にあるとはいえ、この状態が同国の民族多数派（ギリシャ系キプロス人）の民族少数派（トルコ系キプロス人）に対する非寛容を高めているという特異な状況があるためである。次に、どの民族的少数派にも属さない市民とは、ユーロバロメーターの質問 QE17、「あなたの住むところで、あなたは自分自身が以下のどれかに属するとお考えですか？……：民族的少数派、宗教的少数派、性的少数派、障害の点で少数派、どれでも

ない（自発的回答）、他の種類の少数派（自発的回答、要特定）、わからない」との問いに対し、民族的少数派、他の種類の少数派、または「わからない」と答えた人を除く（他方で宗教的少数派、性的少数派、または障害の点で少数派と答えた人を含む）1万4353人で、回答者総計1万6204人の88.6パーセントに該当した。

3. 従属変数

従属変数は、「人口の多数派と異なる民族出身者が、わが国の最高の政治的役職に就くことをどのように感じるかを、1から10までの尺度でお聞かせください」（1が「とても不快〈very uncomfortable〉」、10が「全く気にならない〈very comfortable〉」）という問い（QE6.1）に対する回答を、1から5に再コード化した、5つの値を取る変数である。原データは両極の頻度が高い非正規分布だったため、1はそのままに、2、3、4を2に、5、6を3に、7、8、9を4に、そして10を5に、それ以外の「どちらとも言えない」および「わからない」を欠損値に再コード化したところ、正規分布の形状を示した。本来であれば、民族的寛容はいくつかの指標で測られるべきであり、単一の指標に頼る変数はその妥当性（validity）を問われかねない。そのような事態を避けるためには、民族的少数派の就業機会確保のための配慮についての質問（QE7.1）：「すべての人の就業機会を均等にするために特別の措置、たとえば民族的出自を配慮した特別の研修枠組や採用方法を講じることに賛成ですか反対ですか」を単独ないし QE6.1と合成して従属変数に使うことも考えられたが、この質問は民族的少数派への寛容よりも労働市場への介入の是非についての見解を反映してい

表2 記述統計量

	観察数	平均	標準誤差	最小値	最大値
民族的寛容	12,788	3.1	1.34	1	5
接触	14,353	0.55	0.5	0	1
脅威感	14,353	3.37	0.95	1	5
競合	14,353	2.88	1.29	1	5
教育	14,036	2.02	0.73	0	3
政治的イデオロギー	12,823	3.06	1.05	1	5
性別	14,353	0.57	0.49	0	1
年齢	14,353	46.68	18.3	15	98
都市居住	14,250	1.92	0.83	1	3
社会経済的地位	13,912	5.1	1.65	1	10
民族的少数派人口パーセンテージ	16	17.19	11.67	2.38	40.7
外国人人口パーセンテージ（対数）	16	0.39	1.75	-2.07	2.88
民主主義期間	16	19.56	7.8	7	34
民主主義水準	16	6.53	0.69	5	7
1人当たり実質GDP（1,000ユーロ）	16	9.41	5.23	2.70	20.70

（出所）筆者作成。

と思われる。事実、QE7.1の民族的少数派の就業機会確保のための配慮についての質問と、性別（QE7.2）、性的傾向（QE7.3）、年齢（QE7.4）、宗教（QE7.5）、障害（QE7.6）の上での少数派の就業機会確保のための配慮についての質問との相関関係を調べたところ、スピアマン順位相関係数はいずれも0.6を超えていた。これに対し、QE6.1とQE7.1の間のスピアマン順位相関係数は0.20（ $p < 0.001$ ）にすぎなかった。そのため、本稿ではQE7.1は民族的寛容の指標にふさわしくないと判断した。

4. 個人別の独立変数

寛容研究では一般に、個人別の変数として接触、脅威感、競合、教育などの変数が特に重要であることが確認されているが^{（注4）}、これらに加えて、都市居住、性別、年齢、政治イデオロギー、社会経済的地位をも独立変数に含めた。

後者の5変数は制御変数としての意味合いをもつ。

【接触】接触が寛容を高めるという議論は、あいさつ程度の接触からより交流的な接触まであらゆる接触が民族集団に対する偏見を減らすという Allport [1954/1988, 261-282] の考えにもっぱら依拠している。接触の寛容効果は、人種統合型・隔離型の住居 [Deutsch and Collins 1951]、住居間距離 [Wilner, Walkley, and Cook 1955]、共同体間交流 [Persell, Green, and Gurevich 2001]、外国人との友人関係 [McLaren 2003]、民族間接触 [Gibson 2006] などを接触の尺度操作変数として実証されてきた。寛容的な人は外集団と頻繁に接触するという逆の因果関係も確かに考えられるが、Pettigrew and Tropp [2006] の（多くの先行知見を統計的に再分析した）メタ分析によれば、接触の対寛容効果が、寛容の対接触効果にはるかに勝っていた。

本稿では接触に関するダミー変数を作成し、「あなたには、民族的少数派に属する友人ないし知り合いがいますか」という問い (QE16) への回答である「はい」に1, 「わからない」と「いいえ」に0の値を割り当てた。「わからない」の回答が6831 (同質問への全回答の44.6パーセント) もある一方で、「いいえ」の回答が112 (同0.7パーセント) しかなかったため、すべての回答を「はい」とそれ以外のものに分けることにした。他の質問項目で「わからない」の回答がこれほど多いものはないことからすると、本質問での「わからない」回答の多さは、民族的差異が実際には見極めにくいことからきているものと思われる。

【脅威感】特定の集団が(自分という個人ではなく)社会に脅威を及ぼしているという認識は、寛容を非常に強く規定している [Gibson and Gouws 2003; Huddy et al. 2005; Marcus et al. 1995; Marcus et al. 2005; Lavine, Milton, and Freitas 2005; Davis and Silver 2004; McIntosh et al. 1995]。民族的少数派に対する脅威感を直接測る質問項目はユーロバロメーターのデータセットに存在しなかったため、文化、宗教、民族を異にする住民の間の関係についての質問に対する回答を、脅威感の間接的な尺度として用いた。すなわち「わが国における、文化的・宗教的出身や民族を異にする人々の間の関係……をどのように考えますか?」という問い (QA2.6) への回答である「とても良い」、「わりと良い」、「わからない」、「わりと悪い」、「とても悪い」に、それぞれ1, 2, 3, 4, 5の値を与えた。「わからない」という回答の扱いとしては、欠損値扱いにする方法もあるが、これは「わからない」という回答を含む観察事例全体が削除されること

により標本の代表性が歪められるという代償を伴う。それよりも「わからない」に「はい」と「いいえ」の間の中間値を与えて観察数を維持し標本の代表性を維持するほうが、データ情報量の損失は少ないと考えた^(注5)。なお、「わからない」に中間値を与える上述の方法は、次の「競合」変数についても適用した。

【競合】脅威感と同様の理由ではあるがより限定的状況、すなわち雇用と希少資源をめぐる多数派と台頭しつつある少数派の間の競合があると、多数派は非寛容になることがアメリカの都市 [Olzak 1992] や旧ユーゴスラビア [Kunovich and Hodson 2002; Slack and Doyon 2001] の事例で検証されている。本データセットでは、雇用をめぐる競合についての認識を、「あなたの雇用状況……をどのように考えますか?」という質問 (QA2.12) への回答を用いて測った。そのコード化方法は、脅威感のそれと同じである。

【教育】多くの研究は教育(水準)を制御変数として用いている。Stouffer [1955] や Allport [1954/1988] 以来、教育水準が高い人間は寛容であることが多くの研究により実証されてきたからである。教育は知識と情報を増やし、認識能力を高め、普遍的価値規範を広めることにより民族的偏見を減らすと考えられる [Coenders and Scheepers 2003, 317; Hagendoorn 1999]。本稿では教育変数を、回答者の正規の修学期間が終了したときの年齢とし、それを4つ(正規修学なし, 15歳以下, 16~19歳, 20歳以上)にコード化して、それぞれに1, 2, 3, 4の値を与えた。

【他の変数】これ以外の個人別の独立変数は、寛容研究ではあまり一貫した効果を示していないが、新興民主主義の民族的寛容については特

別の効果を示すかもしれないので分析に含めた。都市居住変数では、農村、中小都市、大都市にそれぞれ1, 2, 3の値を割り当てた。性別変数では、女性を1, 男性を0とした。年齢変数では、実年齢を値としてそのまま割り当てた。政治イデオロギーでは、10点尺度の原データではもっとも左派が1, もっとも右派が10だった。ただしこれ以外の「回答拒否」(11.0パーセント)と「わからない」(15.0パーセント)は合わせて全体の4分の1にも達していた。そのため、「回答拒否」は欠損値として扱ったものの、「わからない」を標本に含めるために元の10点尺度を(連続する2つのデータポイントをひとつにまとめた)5点尺度に再コード化した。そしてもっとも左派に1, もっとも右派に5の値を割り当てた上で、「わからない」に3の値(中央値)を与えた。「わからない」という回答者の従属変数(1から5までの値で民族的寛容を示したものの)の平均値は2.88で、これは政治イデオロギー5点尺度の中で3の場合の従属変数平均値(2.93)にもっとも近かったことから、この割り当ては妥当と判断した。社会経済的地位については、自己の社会における地位の認識についての質問(D61)への回答を基に、最低の1から最高の10までの値を割り当てた。

5. 国別変数

国別変数は、民族的少数派人口比、外国人人口比、民主主義期間と水準、1人当たり実質GDPである。なお、連邦制が政治的寛容を促進するという議論と[Peffley and Rohrschneider 2003], 民族対立を助長するという議論があるが⁸ [Brancati 2006; 2008; 2009; Hale 2004; 2008], 本稿の標本ではWatts [1999]の連邦制指標によ

ると連邦国家がひとつ(スペイン)、連邦国家と単一制国家の中間体(ポルトガル)がひとつしかなく、残りの14カ国はすべて一元国家である。連邦制変数を導入したとしても、それは連邦制の効果というよりはスペインとポルトガルのみが存在する何らかの要因の効果を測ることになるため、本稿で連邦制の効果を推計するのは適当でないと判断した。

【民族的少数派と外国人】民族的少数派と外国人の国別全人口比率は、表1に示した。まず民族的少数派人口比は、国内人口に占める全民族的少数派の人口パーセンテージで測った。出所は、全16カ国のうち14カ国についてはCIA [2012]である。その14カ国のうち13カ国は最新の国勢調査、残りの1カ国は推計値に依拠している。CIA [2012]に報告がない残りの2カ国はAlesina et al. [2010] (その原出所は*Encyclopaedia Britannica* [2001]とLevinson [1998])である。これらのデータは、該当国の国籍をもつ民族的少数派(民族的少数派市民)と該当国の国籍をもたない民族的少数派(外国人)の両方を含んでいる。そのため、後者の影響を、以下に示す外国人人口比という変数を用いることにより制御し、実質的に民族的少数派市民の人口比の効果を推計することにした。

外国人人口比は、2009年の国内人口に占める外国人人口パーセンテージの対数とした。出所はEuropean Commission [2012]である。外国人パーセンテージが小数点以下の国が全体の3分の1(6カ国)もあるため、対数を取ることによって小さい値の間の差異をより大きく反映させることができる。ただし、クロアチアについては2009年データが報告されていないため、直近の2008年のデータを用いた。またマケドニアの外

国人口統計は、European Comission [2012] から入手できなかったため、マケドニアを含む2005年の各外国出生人口統計 [United Nations 2006] から以下の方法で推計した。まずマケドニアと同じく旧ユーゴスラビア出身者が多いクロアチアの外国出生人口比率（14.5パーセント）の外国人人口比率2005年推計値（0.6パーセント）^(注6)に対する割合（36.3パーセント）を算出して、その割合でマケドニアの外国出生人口比率（6.0パーセント）を割ることにより、2005年時点でのマケドニアの外国人人口比率を0.2パーセントと推計した^(注7)。これは、著者が2011年11月に在欧マケドニア外交官への電話による聞き取りで得た「0.1パーセント程度」との推測値にもかなり近い。

【民主主義】民主主義の効果はその期間と水準で測った。まず期間についてみると、民主化してから年数は、先進・新興民主主義を含む標本については（政治的）寛容を高めるとの報告がある一方 [Peffley and Rohrschneider 2003; Viegas 2007]、新興民主主義国のみでは（社会的）寛容^(注8)に対してはその効果は、より単純なモデルでは統計的有意性を欠き、最終モデルでは負、すなわち理論的予想とは逆だった [Kirchner, Freitag, and Rapp 2011]。また、先進・新興民主主義を含む標本であっても、民族的寛容（前述の通り、民族的少数派に対する政治的寛容）については、民主化してから年数の効果は認められないとする結果もある [Janmaat and Mons 2009]。このような知見からすると、本稿のように新興民主主義のみを標本とし、民族的少数派への政治的寛容を扱う分析では、民主主義の期間のみならず民主主義水準の効果も考慮に入れるべきと考えられる。

民主主義期間についてのデータは Marshall, Gurr, and Jagers [2011] から得た。そこでは直近の体制転換（Polity2000でのPOLITYスコアが3年以内に3以上改善した場合と定義）ないし体制移行期間（安定的政治制度の欠如と定義^(注9)）終了からの年数と定義されている [Marshall, Gurr, and Jagers 2010, 17]。民主主義水準についてのデータは、Freedom House [2011] から得た2009年時点でのFreedom Houseスコア（1がもっとも自由、7がもっとも非自由）を、1がもっとも非自由、7がもっとも自由に逆転させたものである。

【1人当たり実質GDP】経済発展水準の効果は、先進・新興民主主義における政治的寛容には認められない [Peffley and Rohrschneider 2003]、新興民主主義国の社会的寛容には認められる [Kirchner, Freitag, and Rapp 2011] との知見がある。本稿では Kirchner, Freitag, and Rapp [2011] の知見が新興民主主義国の民族的寛容についても妥当するかを確認するために2009年の1人当たり実質GDP（2005年値換算）を独立変数としてモデルに入れた。出所は European Commission [2012] である。また民主主義の期間または水準が経済発展水準と密接に関係している可能性もある。そのような場合、1人当たり実質GDPは民主主義の効果から経済発展水準の効果と分離する役割を果たす。

6. 推計方法

推計モデルとしては、階層線形モデルを用いる^(注10)。データセットに異なる集約単位（たとえば個人単位と国単位）が存在するにもかかわらず集約単位の違いを無視して回帰分析を行うと、より大きな集約単位の標準誤差を過小に推

計することになる。階層線形モデルは集約単位の違いを反映して標準誤差を正しく推計する[Raudenbush and Bryk 2002, 100]。本稿の分析での、交差項を含まない最終モデル（モデル9）は以下の式1である。

$$TOL_{ij} = \alpha + \beta_1 * (CONTACT_{ij}) + \beta_2 * (THREAT_{ij}) + \beta_3 * (COMPET_{ij}) + \beta_4 * (EDU_{ij}) + \beta_5 * (LR_{ij}) + \beta_6 * (GENDER_{ij}) + \beta_7 * (AGE_{ij}) + \beta_8 * (URBAN_{ij}) + \beta_9 * (SES_{ij}) + \beta_{10} * (MINORITY_{ij}) + \beta_{11} * (FOREIGN_{ij}) + \beta_{12} * (DEMOCL_{ij}) + \beta_{13} * (GDP_{ij}) + v_j + \varepsilon_{ij} \quad (式1)$$

ここで i 番目 ($i = 1, \dots, m$) の個人は j 番目 ($j = 1, \dots, n$) の国に入れ子状に存在する。 TOL_{ij} は民族的寛容, $CONTACT_{ij}$, $THREAT_{ij}$, $COMPET_{ij}$, EDU_{ij} , LR_{ij} , $GENDER_{ij}$, AGE_{ij} , $URBAN_{ij}$, SES_{ij} はそれぞれ, 接触, 脅威感, 競合, 教育, 政治イデオロギー, 性別, 年齢, 都市居住, 社会経済的地位という個人別の変数, $MINORITY_{ij}$, $FOREIGN_{ij}$, $DEMOCL_{ij}$, GDP_{ij} はそれぞれ, 民族的少数派人口比, 外国人人口比, 民主主義水準, 1人当たり実質GDPという国単位の変数, α は切片, β_k は k 個の推計された係数, v_j は国単位での誤差項, ε_{ij} は個人単位での誤差項である。なお, 民主主義期間 ($DEMOC_{ij}$) も独立変数として分析したが, 統計的有意水準に達しなかったため, 最終モデルからは落としてある。ところで本稿の従属変数 TOL_{ij} は順序変数であるため (人口の多数派と異なる民族出身者が, わが国の最高の政治的役職に就くことへの態度を, もっとも否定的態度を1, もっとも肯定的態度を5とする5つの整数で表してある), 各値の間の距離が同じであるという線形モデルの理論的前提を満たしていないが, 順序変数でも本稿の場合のようにカテゴリーが5つ以上ある場合は線型モデルが用いられるのが一般的である [Newsom

2012, 144]。

ただし, 分析結果をより頑強にするため, 従属変数を順序変数として扱う推計をも行った。階層線形モデルにおいて従属変数を順序変数として扱うモデル (一般的階層線型モデル) はある。ただしそのためにはオッズ比例前提 (独立変数の1単位の変化が従属変数に与える確率的变化は, 従属変数のどの順序カテゴリーについても同じであるという前提) を満たす必要がある。本稿のデータでは同前提を満たしていなかったため, (階層モデルではないものの) オッズ比例前提を課さない一般順序ロジット・モデル (generalized ordered logit model) を (データの階層性を反映しつつ) 用いた分析を行った^(注11)。一般順序ロジット・モデルは, 単純化して言うと, 従属変数の r 個の (順位値が高いものから低いものに並べた) 順序カテゴリーのうち「 k 番目のカテゴリーが起きる確率」に対する「 $k+1$ 番目以上のカテゴリーが起きる確率」の比率 (オッズ) に及ぼす独立変数の効果を, k ごとに (すなわち合計 $r-1$ 回) 推計するものである。上記式1に対応する一般順序ロジット・モデルは以下の式2である^(注12)。

$$\ln [\text{Prob} (TOL_{ij} > k) / \text{Prob} (TOL_{ij} \leq k)] = \alpha + \beta_1 * (CONTACT_{ij}) + \beta_2 * (THREAT_{ij}) + \beta_3 * (COMPET_{ij}) + \beta_4 * (EDU_{ij}) + \beta_5 * (LR_{ij}) + \beta_6 * (GENDER_{ij}) + \beta_7 * (AGE_{ij}) + \beta_8 * (URBAN_{ij}) + \beta_9 * (SES_{ij}) + \beta_{10} * (MINORITY_{ij}) + \beta_{11} * (FOREIGN_{ij}) + \beta_{12} * (DEMOCL_{ij}) + \beta_{13} * (GDP_{ij}) + v_{jk} \quad (式2)$$

ここで, 左辺の $\ln [\text{Prob} (TOL_{ij} > k) / \text{Prob} (TOL_{ij} \leq k)]$ は, TOL_{ij} の順序カテゴリーが $k+1$ 番目以上となる確率がそれ以外の確率 (TOL_{ij} の順序カテゴリーが k 番目以下になる確率) の何倍に当たるかを示す比率 (オッズ) を対数化し

たもの（ロジット）である。 $k=1, \dots, r-1$ で、 r は従属変数 *TOL* の順序カテゴリー数（本稿では $r=5$ ）である。この式が意味するのは、たとえば k が 3 だとすると、民族的寛容の度合いが 4 以上になるオッズ（の対数）を、右辺の独立変数が規定していることを表す。

「民族的少数派市民の人口比は、外国人の人口比よりも、民族的寛容を促進する効果が大きい」という本稿の仮説が支持されるための条件は、民族的寛容に対して、(1)民族的少数派市民人口比率が正の効果を、外国人人口比率が負の効果を及ぼす、(2)民族的少数派市民人口比率が有意な効果を及ぼさず、外国人人口比率が負の効果を及ぼす、(3)民族的少数派市民人口比率が正の効果を及ぼし、外国人人口比率が有意な効果を及ぼさない、のうちいずれかである。なお、3つの条件のうち、相対的に(1)が厳しく、(2)と(3)が緩いので、それぞれの条件が満たされた場合に仮説を支持する強さも、相対的に(1)が大きく、(2)と(3)が小さい。前述のとおり、民族的少数派市民を直接測ったデータは無いが、民族的少数派人口比率変数と外国人人口比率を同時に推計モデルに投入することにより、実質的に民族的少数派市民人口比率と外国人人口比率の従属変数への効果を推計し、上記の3つの条件のいずれかを満たしているかを検証した。

Ⅲ 推計結果

階層線形モデルによる分析の結果は表3に示した。モデル1は個人別変数と国別ダミー変数のみを含む基本モデルである。既存研究において寛容を規定するとされる個人別の5つの主要変数はいずれも統計的に有意な予想通りの効果

を及ぼしていることが確認できる。また、個人別の制御変数では、政治イデオロギーで右派よりも左派が寛容的、男性よりも女性が寛容的、社会経済的地位が高いほど寛容的であることが読み取れる。この基本モデルに国別変数をひとつずつ入れて各変数単独の効果を確認した上で、すべての有意な変数を入れた（ただし交差項を含まない）最終モデル（モデル9）、およびすべての有意な変数と交差項を入れた最終モデル（モデル10）を構築した。各モデルの説明力（説明された分散パーセンテージ）は、基本モデル（モデル1）に比べて分散成分がどの程度減少したかを尺度として、式3のように求められる。

$$\text{モデル } n \text{ の説明力} = (\text{モデル } 1 \text{ の分散成分} - \text{モデル } n \text{ の分散成分}) / \text{モデル } 1 \text{ の分散成分 (式3)}$$

まず国別変数として民族的少数派変数のみ（モデル2）、外国人変数のみ（モデル3）を入れても、民族的少数派変数と外国人変数を同時に入れても（モデル4）、どちらの変数も有意な効果を及ぼさなかった。次に、民族的少数派変数と外国人変数が作用する国別状況の違いを制御するために、他の国別変数を順次、モデル4に追加投入した。その初めとして、モデル5で民主主義期間を投入したが、いずれの変数も有意にならなかった。しかしモデル6で民主主義水準を投入すると、同変数（ $p=0.017$ ）のみならず民族的少数派変数（ $p=0.048$ ）と外国人変数（ $p=0.036$ ）も5パーセントの統計的有意水準に達した。モデル7で民主主義期間と民主主義水準を同時に投入しても、後者のみが有意だった。モデル8で1人当たり実質GDP変数をモデル7に追加しても、民主主義期間は有意でなく、民主主義水準は有意であるという結果に変わりはなかった。さらに、表3には示さな

表3 階層線形モデル推計結果

固定効果	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8	モデル9	モデル10
切片	3.11**	3.11***	3.12***	3.10***	3.22***	-0.60	-2.03	-1.52	-1.22	-1.41
個人別変数										
接触	0.34***	0.34***	0.34***	0.34***	0.34***	0.34***	0.34***	0.34***	0.34***	0.31***
× 外国人口比										0.08***
脅威感	0.06***	0.06***	0.06***	0.06***	0.06***	0.06***	0.06***	0.06***	0.06**	0.05**
× 外国人口比										0.02**
競合	0.03*	0.03*	0.03*	0.03*	0.03*	0.03*	0.03*	0.03*	0.03*	0.03*
教育	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*	0.06*
政治的イデオロギー	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07**	-0.07***	-0.07***
性別	0.13***	0.13***	0.13***	0.13***	0.13***	0.13***	0.13***	0.14***	0.14***	0.13***
年齢	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00
都市居住	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
社会経済的地位	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*
国別変数										
民族の少数派人口比	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02**	0.01*	0.02*	0.02**	0.02**
外国人口比			-0.01	-0.01	-0.00	-0.16**	-0.21**	-0.24**	-0.23**	-0.26**
民主主義期間					-0.01		0.02	0.00		
民主主義水準						0.52**	0.69***	0.58**	0.54**	0.57**
1人当たり実質GDP								0.05*	0.05**	0.05**
分散成分 (w)	0.140	0.147	0.146	0.154	0.165	0.135	0.145	0.134	0.122	0.117
説明された分散 (%)		-4.9	-4.1	-9.7	-17.6	3.6	-3.2	4.2	12.8	16.8
自由度	15	15	15	13	13	12	11	10	11	11

(出所) 筆者作成。

(注) 数値は、回帰係数。*10%水準で有意。**5%水準で有意。***1%水準で有意。標本規模は14353だが、欠損値を除いた観察数は、個人別データで10978、国別データで16。

かったが、モデル1に民主主義水準のみを追加投入したモデルでは、同変数は10パーセント水準ながら有意な効果を示した ($p=0.082$)。これらの結果を受けて、モデル8から民主主義期間を落とし、民主主義水準を残したのがモデル9である。ここでもモデル6と同様に、民族的少数派変数 ($p=0.048$) と、外国人変数 ($p=0.020$) は5パーセント水準で有意だった。

さらに、モデル9に個人変数・国別変数の交差項を加え、モデル説明力(説明された分散パーセンテージ)がもっとも高くなるようにしたのがモデル10である。モデル10の結果は、(否定的ステレオタイプの対象となりやすい)外国人が多いほど、接触効果や脅威効果が強まることを示している。換言すれば、多数派に属する個人の民族的寛容意識は、民族的少数派との接触や民族的少数派からの脅威感に対して、より敏感に反応する。接触変数と外国人変数の交差項 ($p=0.006$)、および脅威感変数と外国人変数の交差項 ($p=0.020$) はいずれも十分な有意水準に達している。このモデルでも、民族的少数派変数 ($p=0.038$) と外国人変数 ($p=0.012$) は5パーセント水準で有意だった。なお、接触変数と民族的少数派市民変数の交差項、および脅威感変数と民族的少数派市民変数の交差項は、いずれも統計的に有意でなかったため、(モデル10についての前述の説明の通り) これらの交差項はモデル10には含まれていない。このように最終モデル(交差項を含まないモデル9および交差項を含むモデル10)では、本稿の焦点である民族的多様性の効果についていえば、民族的少数派市民人口比率が民族的寛容に正の効果を、外国人人口比率が負の効果を及ぼしているため、仮説を支持するための厳しい条件である(1)を満

たしたことになる。

一般順序ロジット・モデルは分析結果が従属変数の順序カテゴリーごとに報告されるため紙幅を取るため、モデル9に対応する分析結果のみを表4で報告する。これによれば、個人別、国別ともにすべての変数の係数の符号は階層線型モデルによる分析結果(表3)と一例($k=4$ のときの社会経済的地位)を除いて同じである。統計的有意水準についてみると、個人別変数のうち教育が $k=1$ から $k=4$ までの4つすべての場合において、また国別変数のうち民族的少数派人口比と1人当たり実質GDPが $k=1$ および $k=2$ の2つの場合に^(注13)、それぞれ有意水準に達していない。このように統計的有意水準は、前掲結果(表3)と比べて弱いようにみえるが、その大きな理由は、(階層線型モデルをも含む)線型モデルだと各独立変数についてひとつの係数を推定できるのに対し、一般順序ロジット・モデルだと従属変数の(本稿の場合4つある)すべてのカテゴリーについて各独立変数の係数を推計するためにカテゴリー別推計における自由度が小さくなり、各独立変数の係数が有意水準に達しにくいことである。このような点を勘案すれば、従属変数についてより厳密な前提を置いた一般順序ロジット・モデルによる推計結果も、前掲の階層線形によるモデル推計結果を支持しているといえる。

結 論

新興民主主義国において、政治的寛容の対象となる最大の集団のひとつは民族的少数派に属する市民である。欧州でも新興民主主義国では先進民主主義国と異なり、民族的少数派市民の

表4 一般順序ロジット・モデル推計結果 (N=10978)

独立変数	TOL _{ij} を k よりも高くする効果			
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$
接触	0.54*** (0.10)	0.54*** (0.10)	0.54*** (0.10)	0.54*** (0.10)
脅威感	0.07** (0.03)	0.07** (0.03)	0.07** (0.03)	0.07** (0.03)
競合	0.13*** (0.03)	0.07*** (0.03)	0.04 (0.02)	0.00 (0.03)
教育	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)
政治的イデオロギー	-0.09*** (0.03)	-0.09*** (0.03)	-0.09*** (0.03)	-0.09*** (0.03)
性別	0.18*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.18*** (0.03)
年齢	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
都市居住	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)
社会経済的地位	0.06* (0.03)	0.05** (0.02)	0.02 (0.02)	-0.03 (0.03)
民族的少数派人口比	0.03 (0.03)	0.03 (0.02)	0.03** (0.01)	0.05*** (0.01)
外国人人口比	-0.39** (0.20)	-0.33** (0.13)	-0.42*** (0.12)	-0.55*** (0.11)
民主主義水準	0.83* (0.47)	0.57* (0.31)	0.61** (0.25)	0.86*** (0.28)
1人当たり実質GDP	0.05 (0.05)	0.05 (0.03)	0.08*** (0.02)	0.08*** (0.02)
定数項	-6.00* (3.45)	-5.22** (2.31)	-6.55*** (1.86)	-9.36*** (1.98)

(出所) 筆者作成。

(注) 数値は一般順序ロジット・モデルの回帰係数。すなわち、従属変数 TOL_{ij} の5個の（順位値が高いものから低いものに並べた）順序カテゴリーのうち k 番目のカテゴリーが起きる確率と $k+1$ 番目以上のカテゴリーが起きる確率の比率（オッズ）に及ぼす独立変数の効果を、 k ごとに（すなわち合計4回）推計したもの。カッコ内は、クラスター頑強標準誤差。*10%水準で有意。**5%水準で有意。***1%水準で有意。

人口比は外国人人口比よりはるかに大きい。ところで民族的少数派市民は外国人に比べて、民族的多数派に認知され、否定的ステレオタイプ化の対象となりにくい。このことからすると、

民族的少数派市民の人口比が大きければ、個人的接触を促す一方で、社会的脅威感を呼び起こしにくいと、寛容が高まると考えられる。本稿は欧州の新興民主主義16カ国についてのユー

ロバロメーターの個票データと国別マクロデータからなるデータセットを階層線形モデルで分析した。そして、民主主義水準が同じだとすると、外国人人口比が大きいほど民族的寛容が弱まるのに対し、民族的少数派市民の人口比が大きいほど民族的寛容が強まるとの結果を得た。

この知見は、民族的多様性が民族的寛容に及ぼす影響は、寛容の対象となる民族の種類により異なるという、最近明らかになった知見と整合的である。ただし、前述の通り、民族的多様性の民族的寛容への影響は二義的（ないし条件付き）にすぎない。民族的寛容を一義的に（単独で）規定しているのは民主主義水準であり、民族的多様性の効果は民主主義水準を一定にした条件下でのみ表れる。民族的少数派市民の人口比が大きくても、民主主義水準が他国に比べて見劣りする国においては高い民族的寛容を期待できない。民主化が比較的進んでいる欧州新興民主主義諸国においても、その進展度合いの差は、民族的少数派に対する寛容の意識に大きな違いをもたらすといえる。

上記の知見と整合的なもうひとつの知見は、接触効果（個人的接触が民族的寛容を高める効果）と脅威効果（民族的少数派が社会に対する脅威であるとの認識が民族的寛容を弱める効果）は外国人人口比率が高いほど大きかったのに対して、民族的少数派人口比率の影響を受けなかったことである。個人は特定の対象についての情報が少ない場合に、個人体験（接触）やステレオタイプ、社会的言説（脅威感）に依存しがちである。外国人に対する認識において接触や脅威感の影響力が強いことは、外国人という対象がそれだけ異質であることを意味する。この2つめの知見は、民族的少数派市民が外国人ほど異質

と認識されていないことの証左である。

なお、本稿の分析における限界は以下の通りである。第1に、従属変数である民族的寛容の指標は概念的定義の条件（外集団に対する政治的権利の付与についての態度）を満たしているものの、ひとつの質問項目でしか計測していないため、従属変数を充分的確に捉えているかに疑問を抱かせる。第2に、脅威感の指標が、民族的少数派を直接の対象とせず、民族・宗教・文化的調和があるかどうかについての答えであるため、切迫した脅威感というよりは一般的な不安感に近いものが測られている。第3に、民族的少数派データについては入手可能な限り最新のものを集めたが、2カ国については1990年代の値を使わざるをえなかった。ただしこのような制約にもかかわらず本稿の仮説が支持されたことは、新興民主主義諸国における民族的少数派市民の存在が、排除よりは受容の意識を多数派に植え付ける効果をより体系的に検証する意義を示している。

（注1）その大きな理由は、民族的少数派市民に対する民族的多数派市民の態度を正面から問う調査が回答者や世論に猜疑心を呼び起こすことにあろう。

（注2）またそれは、Stouffer [1955] が社会主義者、無神論者、共産主義者などのいわゆる社会的非協調者に対する態度を測った寛容指標をより一般化し、改善したものである。

（注3）ただし、ヒスパニック移民に対する多数派の態度はヒスパニック移民が文化的に異質である、ないしは職をめぐる競争相手であると認識されるほど否定的になることも報告されている [Zarate et al. 2004]。

（注4）これ以外に権威主義的性格もあるが、データセットに該当する変数がないため、分析に含めなかった。

(注5) Gibson [1992, 563, fn6] も, 「わからない」という回答を彼のデータセットに含め, 寛容の5点尺度において3点を与えた。

(注6) 2001年(0.4パーセント, Republic of Croatia [2011] より)と2008年(0.8パーセント, European Commission [2012] より)の外国人人口比率の平均値(0.6パーセント)をもって, 2005年の外国人人口比率の推計値とした。

(注7) これらの国で旧ユーゴスラビア生まれの国民が多いことは United Nations [2006] で指摘されている。

(注8) ここで社会的寛容とは, 多様な外集団を隣人としてどのように感じるかを尺度にしている。

(注9) 安定的政治制度の度合いは, 標準化された Authority スコアを用いて測られる。

(注10) 推計用のソフトウェアとしては, HLM 6.1を用いた。

(注11) 推計用のソフトウェアとしては, Williams [2006] が作成した gologit2を用いた。階層性を反映するためには, 係数推定のための標準誤差として, クラスター頑強標準誤差を用いた。

(注12) 一般順位ロジット・モデルは交差項を含めることができない。

(注13) これは, 民族的寛容度が相対的に大きい回答者は, 民族的少数派市民の人口比や1人当たり実質 GDP が大きいほどより寛容になるが (TOL_{ij} が3以下よりは4以上に, あるいは4以下よりは5となる確率を高める), 民族的寛容度が相対的に小さい回答者は, 民族的少数派市民の人口比の影響を受けないことを意味する

文献リスト

- Alesina, Albert et al. 2003. "Fractionalization." *Journal of Economic Growth* 8: 155-194.
- Alesina, Albert et al. 2010. "Fractionalization Data". (http://www.anderson.ucla.edu/faculty_pages/romain.wacziarg/papersum.html).
- Allport, Gordon W. 1954/1988. *The Nature of Prejudice*.

Reading, Mass.: Addison-Wesley

Barany, Zoltan D., and Robert G. Moser 2005. *Ethnic Politics after Communism*. Ithaca: Cornell University Press.

Brancati, Dawn 2006. "Decentralization: Fueling the Fire or Dampening the Flames of Ethnic Conflict and Secessionism?" *International Organization* 60(3): 651-685.

——— 2008. "The Origins and Strengths of Regional Parties." *British Journal of Political Science* 38(1): 135-159.

——— 2009. *Peace by Design: Managing Intrastate Conflict through Decentralization*. Oxford: Oxford University Press.

Central Intelligence Agency (CIA) 2012. "The World Factbook." (<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/fields/2075.html#>).

Coenders, Marcel, and Peer Scheepers 2003. "The Effect of Education on Nationalism and Ethnic Exclusionism: An International Comparison." *Political Psychology* 24(2): 313-343.

Cote, Rochelle R., and Bonnie H. Erickson 2009. "Untangling the Roots of Tolerance: How Forms of Social Capital Shape Attitudes toward Ethnic Minorities and Immigrants." *American Behavioral Scientist* 52(12): 1664-1689.

Crepaz, Markus M. L., and Regan Damron 2009. "Constructing Tolerance: How the Welfare State Shapes Attitudes About Immigrants." *Comparative Political Studies* 42(3): 437-463.

Davis, Darren W., and Brian D. Silver 2004. "Civil Liberties Vs. Security: Public Opinion in the Context of the Terrorist Attacks on America." *American Journal of Political Science* 48(1): 28-46.

Deutsch, Morton, and Mary Evans Collins 1951. *Interracial Housing: A Psychological Evaluation of a Social Experiment*. Minneapolis: University of Minnesota Press.

Dixon, Jeffrey C. 2006. "The Ties That Bind and Those

- That Don't: Toward Reconciling Group Threat and Contact Theories of Prejudice." *Social Forces* 84(4): 2179-2204.
- Drakulich, Kevin M. 2012. "Strangers, Neighbors, and Race." *Race and Justice* 2(4): 322-355.
- Encyclopaedia Britannica* 2001. Chicago: Encyclopaedia Britannica.
- European Commission 2012. "Eurostat." (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>).
- Fitzgerald, Jennifer, K. Amber Curtis, and Catherine L. Corliss 2012. "Anxious Publics." *Comparative Political Studies* 45(4): 477-506.
- Freedom House 2011. "Freedom in the World Comparative and Historical Data." (<http://www.freedomhouse.org/template.cfm?page=439>).
- Gibson, James L. 1992. "Alternative Measures of Political Tolerance: Must Tolerance Be "Least-Liked"?" *American Journal of Political Science* 36(2): 560-577.
- 2003. "The Legacy of Apartheid: Racial Differences in the Legitimacy of Democratic Institutions and Processes in the New South Africa." *Comparative Political Studies* 36(7): 772-800.
- 2006. "Do Strong Group Identities Fuel Intolerance? Evidence from the South African Case." *Political Psychology* 27(5): 665-705.
- 2007. "Political Intolerance in the Context of Democratic Theory." in *The Oxford Handbook of Political Science*. ed. Goodin, Robert E. Oxford: Oxford University Press.
- Gibson, James L., and Amanda Gouws 2003. *Overcoming Intolerance in South Africa*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Green, Eva G. T. 2009. "Who Can Enter? A Multilevel Analysis on Public Support for Immigration Criteria across 20 European Countries." *Group Processes & Intergroup Relations* 12(1): 41-60.
- Hagendoorn, Louk 1999. "Introduction: A Model of the Effects of Education on Prejudice and Racism." in *Education and Racism: A Cross National Inventory of Positive Effects of Education on Ethnic Tolerance*. ed. Hagendoorn, Louk, and Shervin Nekuee. Aldershot: Ashgate.
- Hale, Henry E. 2004. "Divided We Stand: Institutional Sources of Ethnofederal State Survival and Collapse." *World Politics* 56(2): 165-193.
- 2008. *The Foundations of Ethnic Politics: Separatism of States and Nations in Eurasia and the World*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hinckley, Robert A. 2010. "Personality and Political Tolerance: The Limits of Democratic Learning in Postcommunist Europe." *Comparative Political Studies* 43(2): 188-207.
- Hodson, Randy, Dusko Sekulic, and Garth Massey 1994. "National Tolerance in the Former Yugoslavia." *The American Journal of Sociology* 99(6): 1534-1558.
- Huddy, Leonie et al. 2005. "Threat, Anxiety, and Support of Antiterrorism Policies." *American Journal of Political Science* 49(3): 593-608.
- Huntington, Samuel P. 1991. *The Third Wave: Democratization in the Late Twentieth Century*. Norman, OK: University of Oklahoma Press.
- Janmaat, Jan Germen, and Nathalie Mons 2009. "Promoting Ethnic Tolerance and Patriotism: The Role of Education System Characteristics." *Comparative Education Review* 55(1): 056-081.
- Kirchner, Antje, Markus Freitag, and Carolin Rapp 2011. "Crafting Tolerance: The Role of Political Institutions in a Comparative Perspective." *European Political Science Review* 3(02): 201-227.
- Kunovich, Robert M., and Randy Hodson 2002. "Ethnic Diversity, Segregation and Inequality: A Structural Model of Ethnic Prejudice in Bosnia and Croatia." *The Sociological Quarterly* 43(2): 185-212.
- Lavine, Howard, Lodge Milton, and Kate Freitas 2005. "Threat, Authoritarianism, and Selective Exposure to Information." *Political Psychology* 26(2): 219-244.

- Levinson, David 1998. *Ethnic Groups Worldwide*. Phoenix, Ariz.: Oryx Press.
- Marcus, George E. et al. 2005. "The Emotional Foundation of Political Cognition: The Impact of Extrinsic Anxiety on the Formation of Political Tolerance Judgments." *Political Psychology* 26(6): 949-963.
- Marcus, George E. et al. 1995. *With Malice toward Some*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Marquart-Pyatt, Sandra, and Pamela Paxton 2007. "In Principle and in Practice: Learning Political Tolerance in Eastern and Western Europe." *Political Behavior* 29(1): 89-113.
- Marshall, Monty G., Ted Robert Gurr, and Keith Jagers 2010. "Polity Iv Project: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2009, Dataset Users' Manual." (<http://www.systemicpeace.org/inscr/inscr.htm>).
- 2011. "Polity Iv Annual Time-Series 1800-2010, Dataset." (<http://www.systemicpeace.org/inscr/inscr.htm>).
- Massey, Garth, Randy Hodson, and Dusko Sekulic 1999. "Ethnic Enclaves and Intolerance: The Case of Yugoslavia." *Social Forces* 78(2): 669-693.
- McIntosh, Mary E. et al. 1995. "Minority Rights and Majority Rule: Ethnic Tolerance in Romania and Bulgaria." *Social Forces* 73(3): 939-967.
- McLaren, Lauren M. 2003. "Anti-Immigrant Prejudice in Europe: Contact, Threat Perception, and Preferences for the Exclusion of Migrants." *Social Forces* 81(3): 909-936.
- Newsom, Jason T. 2012. "Basic Longitudinal Analysis Approaches for Continuous and Categorical Variables." in *Longitudinal Data Analysis: A Practical Guide for Researchers in Aging, Health, and Social Sciences*. ed. Newsom, Jason T. et al. New York: Routledge/Taylor & Francis.
- Oliver, J. Eric, and Tali Mendelberg 2000. "Reconsidering the Environmental Determinants of White Racial Attitudes." *American Journal of Political Science* 44(3): 574-589.
- Oliver, J. Eric, and Janelle Wong 2003. "Intergroup Prejudice in Multiethnic Settings." *American Journal of Political Science* 47(4): 567-582.
- Olzak, Susan 1992. *The Dynamics of Ethnic Competition and Conflict*. Stanford, California: Stanford University Press.
- Peffley, Mark, and Robert Rohrschneider 2003. "Democratization and Political Tolerance in Seventeen Countries: A Multi-Level Model of Democratic Learning." *Political Research Quarterly* 56(3): 243-257.
- Persell, Caroline Hodges, Adam Green, and Liena Gurevich 2001. "Civil Society, Economic Distress, and Social Tolerance." *Sociological Forum* 16(2): 203-230.
- Pettigrew, Thomas F., and Linda R. Tropp 2006. "A Meta-Analytic Test of Intergroup Contact Theory." *Journal of Personality and Social Psychology* 90(5): 751-783.
- 2011. *When Groups Meet: The Dynamics of Intergroup Contact*. New York: Psychology Press.
- Quillian, Lincoln and Devah Pager 2001. "Black Neighbors, Higher Crime? The Role of Racial Stereotypes in Evaluations of Neighborhood Crime." *American Journal of Sociology* 107(3): 717-767.
- 2010. "Estimating Risk." *Social Psychology Quarterly* 73(1): 79-104.
- Raundenbush, Stephan W., and Anthony S. Bryk 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Republic of Croatia 2011. "Population by Citizenship, by Towns/Municipalities, Census 2001." (http://www.dzs.hr/default_e.htm).
- Schneider, Silke L. 2008. "Anti-Immigrant Attitudes in Europe: Outgroup Size and Perceived Ethnic Threat." *European Sociological Review* 24(1): 53-67.
- Semyonov, Moshe et al. 2004. "Population Size, Perceived Threat, and Exclusion: A Multiple-Indicators Analysis of Attitudes toward Foreigners

- in Germany.” *Social Science Research* 33(4): 681-701.
- Slack, J. Andrew, and Roy R. Doyon 2001. “Population Dynamics and Susceptibility for Ethnic Conflict: The Case of Bosnia and Herzegovina.” *Journal of Peace Research* 38(2): 139-161.
- Stein, Robert M., Stephanie Shirley Post, and L. Rinden Allison 2000. “Reconciling Context and Contact Effects on Racial Attitudes.” *Political Research Quarterly* 53(2): 285-303.
- Stouffer, Samuel A 1955. *Communism, Conformity, and Civil Liberties: A Cross-Section of the Nation Speaks Its Mind*. Garden City, New York: Doubleday.
- Tesser, Lynn M. 2003. “The Geopolitics of Tolerance: Minority Rights under Eu Expansion in East-Central Europe.” *East European Politics & Societies* 17(3): 483-532.
- United Nations 2006. “International Migration Report 2006: A Global Assessment.” (http://www.un.org/esa/population/publications/2006_MigrationRep/report.htm).
- Viegas, Jose Manuel Leite 2007. “Political and Social Tolerance.” in *Citizenship and Involvement in European Democracies: A Comparative Analysis*. ed. Deth, Jan W. van et al. London: Routledge.
- Wagner, Ulrich et al. 2006. “Prejudice and Minority Proportion: Contact Instead of Threat Effects.” *Social Psychology Quarterly* 69(4): 380-390.
- Watts, Ronald L. 1999. *Comparing Federal Systems*. Montreal: Institute of Intergovernmental Relations.
- Weldon, Steven A. 2006. “The Institutional Context of Tolerance for Ethnic Minorities: A Comparative, Multilevel Analysis of Western Europe.” *American Journal of Political Science* 50(2): 331-349.
- Williams, Richard 2006. “Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables.” *The Stata Journal* 6(1): 58-82.
- Wilner, Daniel M., Rosabelle Price Walkley, and Stuart W. Cook 1955. *Human Relations in Interracial Housing: A Study of the Contact Hypothesis*. New York: Russell & Russell.
- Zarate, Michael A. et al. 2004. “Cultural Threat and Perceived Realistic Group Conflict as Dual Predictors of Prejudice.” *Journal of Experimental Social Psychology* 40(1): 99-105.
- [付記] 複数の匿名のレフェリーから多くの貴重な指摘をいただいたことに対して、記して謝意を表したい。
- (アジア経済研究所地域研究センター，2012年5月8日受領，2013年3月28日，レフェリーの審査を経て掲載決定)