

第二次世界大戦におけるユダヤ人の救出 (2)

クレメンス・クローネベルク
(高橋顕也訳)

本稿は、Clemens Kroneberg, 2011, *Die Erklärung Sozialen Handelns: Grundlagen und Anwendung einer Integrativen Theorie*, VS Verlag (社会的行為の説明 統合理論の基礎と応用；以下、本書) の第7章(以下、本章)のうち、後半(全6節中の第4～6節)の全訳である。本書は原著者の依拠する社会学的行為理論であるフレーム選択モデル(MFS: Modell der Frame-Selektion)の理論的・学史的および経験的・実証的研究から構成されており、本章は後者の一つに当たる。

なお、本章前半(第1～3節)の全訳は、「第二次世界大戦におけるユダヤ人の救出(1)」と題して『社会システム研究』第21号に掲載されている。

<<https://repository.kulib.kyoto-u.ac.jp/dspace/handle/2433/230664>>

凡 例

原文の()は、()のままにしてある。

原文の„“は、「 」としている。ただし、引用文中では『 』としている。

[]は、訳者による補足である。

引用文は「 」で括っている。

原文のイタリックは、ゴシックとしている。

原注は、本章前半からの継続で、10)、11)、12)……とし、文末に置いた。

訳注は、本章前半からの継続で、一七)、一八)、一九)……とし、原注の後に置いた。ただし、本章前半と内容が重複する訳注に限って、対応する前半の訳注番号を振って本稿にも再掲載しているので注意されたい。

„abhängen“は、本章前半(第1～3節)では「依存する」と訳していたが、本稿では、「従属変数」(abhängige Variable)に合わせて「従属する」と、また „Abhängigkeit“は「従属」として

4 データと測定

4.1 データベースと独立変数

以下の分析では Oliner と Oliner (1988) の APPBI [利他的パーソナリティ・向社会的行動研究所] データを用いるが、これはすでに Varese と Yaish (2000, 2005) の二次分析の基礎となっ

ているものである。その際、いわゆるケースコントロール・サンプリングが扱われているのは (Lacy 1997; Xie & Manski 1989)、ランダム・サンプリングが支援要請の希少さのために極端に非効率であり、回顧において実践上も実行できなかつたであろうからである。ユダヤ人の救出者と同定された 346 名のサンプルから始め、統計学的な統制のもとでさらに 164 名の個人に調査が行われた。彼らは第二次世界大戦中に国家社会主義者によって支配されたヨーロッパで生きていたものの、(これまで) 救出者として同定されてこなかった人々である。したがって全体として事例数は $N = 510$ である。

救出者と同定された者のサンプルの 95 パーセントは、イェルサレムのホロコースト記念館であるヤド・ヴァシェムによって「諸国民の中の正義の人」として表彰された人々である。この承認の基準に基づく、非ユダヤ人を対象とし、そのユダヤ人への支援がもっぱら人道的に動機づけられたものであって、支援者自身の生命が危機にさらされ、自身の利益や報酬を考慮しなかったということから出発することができる (Oliner & Oliner 1988: 2)。したがって、救出者として同定された者についてのこのリストに依拠することによって、APPBI データは、高費用状況での利他的行動を探索する上で特に適した基礎となっている¹⁰⁾。もっとも Oliner と Oliner はこのリストの人々のランダム・サンプルを引いたのではなく、交信可能な住所があり地理的に訪問することのできる生存者のみを選び出している。その際彼らは、年齢、社会経済的背景、出身国、およびその他の諸要因に関して可能な限り異質なサンプルを集めようと試みている (Oliner & Oliner 1988: 263)。このサンプルの救出者のうち残りの 5 パーセントは、救出されたユダヤ人へのインタビューに基づくプロジェクトの中で同定されており、そこで根拠とされた基準はヤド・ヴァシェムのものと一致しており、この人々の幾人かはのちにヤド・ヴァシェムによって表彰された。

統制サンプルについては、第二次世界大戦中に国家社会主義者によって支配されたヨーロッパに生き、(これまで) 救出者として同定されてこなかった人々が選出された。この選出は、年齢、性別、教育歴、および第二次世界大戦中の地理的居場所に関して可能な限り類似のサンプルを含むことを目標として為された。年齢を除いて、救出者と同定された者のサンプルとの間に統計学的に有意な差異は生じていない (Oliner & Oliner 1988: 263f.)。統制サンプルの問題は、それが中心的な独立変数に関して同質ではないということにある。そのため、統制サンプルの回答者の約 40 パーセント ($n = 67$) は要求に応じて、彼らが何らかの非日常的なことを戦時中におこなって、他の人間を助けたりナチスに対する反抗を実行したりしたということ述べた。Oliner と Oliner はこの人々を「積極的な者」とし、統制サンプルの「消極的な」残りの者から区分けしている。ここで立てられるのは、統制サンプルの「積極的な」部分はどのように扱うのがもっともよいのかという問いである。ここで選ばれた手続きでは「積極的な者」のグループは、他の人々を個人的かつ直接に助けた者 ($n = 45$) と、もっぱら反抗に積極的であった者 ($n = 22$) に分割されている。前者のみがユダヤ人の救出者に配され、後者は統制サンプルの「消極的な者」と一緒にされた¹¹⁾。

APPBI データのこれらの既存の評価とは異なり、以下の分析は個人ではなく「ユダヤ人救出という」決定に関わっている（同様の点はすでに Kroneberg, Yaish & Stocké 2010 で論じられている）。直接で個人的な支援を行った 38 名の回答者は、別の時点で支援を拒否したことがあると答えた。以下の分析ではこの回答者たちを二度とりあげることによって、両方の決定を考察することができるようになっている。このことは、主観的に知覚されるリスクが支援要請へのいずれの反応についても、つまり決定に関わって高められたという理由によっても意味がある。

要約すると、従属変数は以下の通り区分される。すなわち、391 の支援行動が、支援が行われなかった 157 事例に対置される。支援行動は 346 事例が同定された「救出者の」支援行動から、45 の支援行動が統制サンプルから集められている。残りの事例は、統制サンプルの残りの回答者 119 名および、ユダヤ人の救出者が支援要請を拒否した 38 の決定に対応している。これらの人々が開戦時に住んでいた国をとりあげると、観察の大部分は、ポーランド ($n = 144$)、オランダ ($n = 94$)、ドイツ ($n = 85$)、フランス ($n = 58$)、およびイタリア ($n = 31$) となっている。他の 29 の観察はさらに 11 の国々となっている。残りの 107 の観察には対応する発言がない。以下の分析では、観察が国と回答者にしがたってクラスタ化されているということを考慮する厳密な標準誤差が算出されている。

4.2 選出されたデータの問題

APPBI データは第二次世界大戦中のユダヤ人の救出の規定因を量的に分析する上で使用できる最善のデータベースである。それでもこのデータの特徴として、以下の分析の解釈で考慮される諸問題がある。

選択性問題 APPBI データはランダム・サンプルではないために、以下の分析の結果から、第二次世界大戦中に国家社会主義のヨーロッパに生きていたすべての人口へと推論を進めることはできない。すでに、人口と比べて逆に歪んだ従属変数の分布によって、以下の回帰モデルが遡測 [Retrodiktion] モデルとしては使用できないということが明らかになっている (Varese & Yaish 2000: 317)。それに加えて独立変数の効果も歪められうるのは、回答者のランダムではない選出が、支援行動とも独立変数とも相関している特性と関連している場合に限られる (Gujarati 2003: 510)。Oliner と Oliner によるサンプル構成の記述に基づくと、そのような歪みの存在、強さ、および方向についての特定の主張を示すことは実際に不可能である。

選択性問題の可能性を小さくするために、報告された中心的な諸結果が、選択性の基礎となっている可能性のある第三変数の統制に対して頑健であることが実証された。可能な限りで、このことが回答者の年齢、性別、および教育歴に対して検証された。しかしながら選択性の問題群は回帰係数のみならず、その標準誤差にも関わっている。すなわち、通常の推測統計学的理解に従うと、標準誤差と有意性テストが厳密にとると解釈できなくなるのは、人口からのランダム・サンプルが存在しない場合である。それゆえ、代替となる理解を根拠とする。それによると、標準誤差は生じている散らばりの尺度であり、データ査定と係数評価はつねに何度でも新しく繰り返

してよい (StataCorp 2007: 268f.)。その場合でも、標準誤差は係数の評価における不確実性の尺度である (一般には Behnke 2005 を参照)。

妥当性問題 以下の分析でとりあげられる影響要因のいくつかでは、状況知覚や自己評価のような主観的変数が問題となっている。基本的に問題視できるのは、このような影響要因を回顧的に尋ねることに意味があるのかどうかということである (Visser, Krosnick & Lavrakas 2000: 241)。第一に想起の誤りが考えられうる。実際に研究で示されているのは、人間の記憶が、そのつどの出来事が独特なものないし予期せぬものであるほど、また感情ないし有意な帰結に強く結び付いているほど、よくなるということである (Brewer 1986: 44 を参照)。少なくとも、第二次世界大戦中のユダヤ人に対する支援行動や支援要請の拒否には、この特性が当てはまっていたであろう。加えて、APPBI データには、回答者の質問理解および想起能力に対して抱いた印象についてのインタビュアーの評価が含まれている。以下の分析では、少なくとも質問をよく理解しかつ十分な想起能力があると認められた回答者に限られているので、結果報告に関して実質的な変化はない。

誤差の源泉の第二の可能性は社会的に望ましい回答行動にある。そのため考えられうるのは、**統制**サンプルの特定の回答者がユダヤ人を救出したと単に偽っているか、あるいは実際よりも強く向社会的指向で自身を記述しているということである。いくつかの理由からこのことは少なくともありそうにないことだと思われる。とりわけこのインタビューは、回答者が「印象管理」をしたくなる機会だと知覚できるような通常の調査状況ではなかったということである。むしろ3から8時間の集中的な対話が問題となっているのであり、そこでは高度に感情的な負荷のかかった詳細な想起が話されていた。Oliner と Oliner によって記述された調査のこの性格を背景とすると、社会的な望ましさという一般的な疑いを向けることは不適切であると思われる。反対にむしろ、為された発言の真正さについてのさまざまな証拠が存在しているのである (これについては Oliner & Oliner 1988: 267ff. を参照)。

第三に、知覚されたリスクと自身の向社会的指向が支援行動とされたことに後から適用された可能性があるということである (Elster 1989: 214; Finkel 2008: 33)。しかしながら分析が示しているのは、これらの回答者評価が**客観的な**文脈メルクマールや状況メルクマールと系統的に連関しているということである。それゆえ少なくともこの構成要素については、妥当なヴァリエーションから出発することができる。最後に、MFS 仮説のテストにとって中心的な知見が生じるのは、リスクの客観的指標 (例えば、多くの隣人) と規範活性化 (支援要請の存在) に制限される場合である。

4.3 誘因変数

APPBI データには、機会および誘因の指標として解釈できる一連の変数が含まれている。適切な隠れ家の存在の代理変数として、**屋根裏、地下室、一戸建て**の所有、および**部屋**の数が使用できると考えることができる。これらは、支援の機会の知覚、およびそれによる行為者の成功予

想に影響を与えていたに違いない。これには、世帯が戦時中に使用できた**金銭的資源**にも当てはまる。逆にある**都市**への居住は発覚確率、およびそれによるリスクの知覚を高めたと考えられる。

レジスタンス・グループへの参加は、一連の正の誘因および支援へのより好都合な機会の全体に結び付いていたと考えられる。一般に仮定されうるのは、国家社会主義者に対する反抗への参加者はユダヤ人の救出から平均的に**より高い**予想効用を引き出していたということである。したがってナチ体制の敵と宣言された者に対する支援は、その非人間的な目標に対する闘争における道徳的、政治的な成功を意味していた。この効用は、レジスタンスのメンバーが他の住民よりも平均的にナチ体制により拒否的な立場をとり、かつ／または、さらにより強くユダヤ人追跡を非難していた限りで、彼らにとって特に強く形成されていたと考えられる。加えて仮定されうるのは、救出行動がレジスタンス運動の社会的ネットワークの中で社会的承認によって報いられ、逆に支援の拒否は否定的なサンクションを受けたということである。最後に、このネットワークは参加者たちにとって物質面での支えの源泉であり、成功確率の知覚を高めていた可能性がある¹²⁾。

リスクの知覚は中心的な誘因変数であり、直接的にも挙げられていた。一つには、支援をするか否かの決定に面したとき、どれくらいのリスクが生じると思ったか（**リスク一般**）について一般に尋ねられた。もう一つには同一の仕方で、自身の家族がさらされるといった**リスク家族**が特に挙げられた。回答カテゴリはそれぞれについて次のように設けられた。すなわち、一般にリスクがない（„no risk at all“）、わずかなリスク（„slight“）、中程度のリスク（„moderate“）、あるいは極端なリスク（„extreme“）である。以下の分析では、この2つの変数を加重なしに加算した指標が用いられている¹³⁾。

リスクの知覚の直接の指標が使えるという利点は、この評価がすべての回答者で挙げられているわけではないということで相対化されている。欠けているのは、支援要請も何らかの活動も起こらなかったという人口の多くを占めるとされる事例におけるリスクの知覚の発言である¹⁴⁾。この事例に接続して、二重の選択性が生じたと考えられる。すなわち、特定の人々が支援を請われたということが系統的に知られているので（Varese & Yaish 2000）、支援要請が拒否された事例は、支援に至らなかった事例すべてを代表するものではない。それ以上にずっとありえないのは、事前の支援要請なしにアンガージュマンが起きた事例が、支援要請のないすべての事例の代表となるということである。というのも、特定の人々が率先して積極的になったからである。

そのため以下の分析では2つの戦略が投入される。第一の戦略は、リスクの知覚が含まれる分析を、支援を請われた者の部分サンプルに制限するというものである（同様の論点として、Kroneberg, Yaish & Stocké 2010）。この手続きには事例数をかなり減らしてしまうという難点がある。そのため分析の結果は、より少なく該当した従属変数のカテゴリにある少数の事例によって強く影響を受けており、支援要請後の決定に対してのみ一般化される。第二の、以下でより詳細に記述される戦略は、リスク変数における欠損値に回帰モデルに基づいて代入を施すというものである。

4.4 向社会的指向

支援への義務感、つまり、関連する規範的スクリプトの定着は、Oliner と Oliner (1988) によって導入され、Varese と Yaish (2005) によっても用いられた要因を用いて操作化することにした。すなわち、いわゆる「向社会的行為指向」(以下では、**向社会的指向**)である。この構成概念は、回答者が一般に他者の苦しみに対して情動的に共感しており、個人的な社会的責任感を示す程度に対応している (Oliner & Oliner 1988: 174)。これは MFS 説明で記述されるスクリプトと広範に一致している。すなわち、回答者は必要に迫られている人々を助けることに個人的に義務感を有しており、この義務感が強く定着して、対応する強い情動と結び付いているということである。

回答者が評価しなければならない項目 (表 1) が現在に関わっていたために、以下の分析では、回答時点で測定された向社会的指向が第二次世界大戦中の向社会的指向の妥当な測定であると仮定せざるをえない。Varese と Yaish (2005: 159) が行っているように、この仮定は態度研究の結果によって正当化されている。それによれば、向社会的指向を構成しているか、同様に基本的であるメルクマールは早期のライフステージにおいて形成され、成人後も相対的に安定している。それに含まれるのは、支援への心構え、責任性、誠実さ、独立性、自己信頼、および寛容さである (Alwin, Cohen & Newcomb 1991; Roberts & Del Vecchio 2000; Searing, Wright & Rabinowitz 1976; Sears 1981, 1983)¹⁵⁾。

表 2 は以下で用いた変数の詳細な一覧である。

表 1 向社会的指向の指標とそれらの因子負荷量

指 標 [英語]	
「私は、周りの人が悲しんでいるなら、幸せな感じにはなれない。」	0.52
「私は、動物が苦しんでいるのをみると、非常に心配になる。」	0.50
「私は、誰かが人を傷つけているのをみると、怒りを覚える。」	0.49
「始めることに価値があるなら、終えることに価値がある。」	0.48
「よるべのない人々を見ると、私は心配になる。」	0.47
「私は、本に書かれた人々の感情に影響を受ける。」	0.47
「私は、友人の問題によく深入りする。」	0.46
「泣いている人々を見ると心配になる。」	0.45
「私は、自分がすると約束したことを終えられなかった場合、心苦しい。」	0.43
「歌の歌詞に、深く心を動かされることがある。」	0.38
「どの人も、国にとって良いことをする時間をもつべきだ。」	0.36
「私は、自分が少なくとも他の人と対等に価値のある人間だと感じる。」	0.30
固有値	2.38
因子寄与率	19.84

注：探索的因子分析（反復主因子法）；1 要因解。回答尺度は 1（「強く同意」）から 5（「強く不同意」）。

クロンバックの α 係数 = 0.73。

表2 第二次世界大戦中のユダヤ人救出についての分析における従属変数、誘因変数、および統制変数

ラベル	問 い [英語]	コーディング [英語]	平均値 (標準偏差)	欠損値: 絶対 (%)
支援行動	統制サンプル (救出者と同定されていない者): 「あなたは戦時中に何か非日常的なことを行って、他の人々を支援したりナチスに抵抗したりしましたか。あなた自身の言葉でその [支援/抵抗] 活動について語ってください。」 E9a すべての回答者: 「戦時中、誰かを支援するよう求められ、拒否しなければならなかったときはありましたか。」 E40	1 = 救出者と同定された者、統制サンプルの積極的なメンバー (E9a)、支援行動に限る 0 = 支援行動のない統制サンプルのメンバー、支援要請の拒否 (E40)	0.65 (0.48)	0 (0.00)
支援要請	「あなたはこの最初の活動にどのように関与するようになりましたか。あなたは率先して支援しましたか、あるいは誰かに求められて支援しましたか。」 E27 (および E40: 上記を参照)	1 = 支援要請による支援、支援要請の拒否 0 = その他	0.55 (0.50)	0 (0.00)
リスク 一般 ⁽¹⁾	「決定をしたとき、あなたは自分がどれくらいのリスクをとったと思いましたか。あなたがとったと思ったリスクは、極度のリスク、中程度のリスク、わずかなリスクでしたか、あるいはまったくリスクはなかったでしょうか。」 E32, E51	1 = 「極度のリスク」 / 0.67 = 「中程度のリスク」 / 0.33 = 「わずかなリスク」 / 0 = 「リスクはまったくない」	0.73 (0.37)	163 (39.90)
リスク 家 族 ⁽¹⁾	「決定をしたとき、自分の家族にどれくらいのリスクを押しつけたとあなたは思いましたか。極度のリスク、中程度のリスク、わずかなリスクでしたか、あるいはまったくリスクはなかったでしょうか。」 E33, E52 (ほぼ同一)	1 = 「極度のリスク」 / 0.67 = 「中程度のリスク」 / 0.33 = 「わずかなリスク」 / 0 = 「リスクはまったくない」	0.73 (0.38)	184 (45.32)
向社会的 指向	表1の項目を参照	因数得点 (Thomson の回帰方式) 0-1 でコーディング	0.68 (0.22)	14 (3.45)
一戸建て	「あなたは一戸建て、アパート、あるいはそれ以外のどれに住んでいましたか。」 E65	1 = 「一戸建て」 0 = その他	0.48	23 (5.67)
# 部 屋	「あなたの [一戸建て、アパート] にはいくつ部屋がありましたか。バスルームは除いてください。」 E67	11 個の結果 (0-1 でコーディング) 0, 1, 2, 3, ..., 9, 10 以上	0.49 (0.26)	49 (12.07)
地 下 室	「地下室はありましたか。」	1 = 「はい」 0 = 「いいえ」	0.77	57 (11.58)
屋根裏部屋	「屋根裏部屋はありましたか。」	1 = 「はい」 0 = 「いいえ」	0.78	54 (13.30)
都 市	「まず、あなたは戦時中の最も長い期間どちらに住んでいましたか。」 「それは大都市、中都市、小都市、村落、あるいは人里離れた農場のいずれだったでしょうか」 E62	1 = 「大/中/小都市」 0 = 「村落」あるいは「農場」	0.80	27 (6.65)
ユダヤ人の 隣人	「開戦前、あなたの近隣にユダヤ人は住んでいましたか」 E4	1 = 「はい」 0 = 「いいえ」	0.63	34 (8.37)
多くの隣人	「あなたの近隣には、隣人が多く住んでいましたか。」 E64	1 = 「はい」 0 = 「いいえ」	0.83	38 (9.36)
金銭的資源	「戦時中、あなたの世帯は金銭的に、非常に豊かだった、まあまあ豊かだった、豊かでも貧しくもなかった、まあまあ貧しかった、非常に貧しかった、のいずれだったでしょうか。」 E70	1 = 「非常に豊か」 / 0.75 = 「まあまあ豊か」 / 0.5 = 「豊かでも貧しくもない」 / 0.25 = 「まあまあ貧しい」 / 0 = 「非常に貧しい」	0.48 (0.21)	27 (6.65)
レジスタンス	「あなたはレジスタンス・グループのメンバーだったことがありますか。」 E15	1 = 「はい」 0 = 「いいえ」	0.33	8 (1.97)

注: N = 406 (分析サンプル)。(1)まとめると、リスク: 0.76 (0.31)。その他の統制変数とその平均値 (標準偏差): 女性: 0.49; 年齢: 27.50 (8.12); 教育歴: 大学教育終了: 0.26, ギムナジウム修了: 0.27, 職業教育修了: 0.18 (参照カテゴリ: これら以外の修了はない)。

問いの ID 番号は質問紙での位置を表している (節 A-E 内の通し番号) (Oliner & Oliner 1988: Appendix C を参照)。

5 経験的分析の結果

5.1 1変量および2変量の結果

MFS 仮説を多変量解析によってテストする前にまず、中心的ないくつかの諸変数の分布と支援行動に対するその2変量の関係を取りあげることとした。注意すべきは、以下の分析で投入する変数はすべて予め単位区間へ変換されたということである。

図1は向社会的指向の分布（要因得点、 $N = 491$ ）を表している。ヒストグラムは明らかに左に歪んだ分布を示しているが、極端に小さな向社会的指向の事例が非常に珍しいということである。それでもこの変数が十分に大きな変動を示しているのは、MFS 仮説によれば、向社会的指向の上位の領域における相違であっても行為選択のモードを決定しうるからである。白色の帯と灰色の帯の比較から、この変数の支援行動に対する関係についての第一印象が得られる。その連関は予想通り正である。すなわち、x軸上で増加していく向社会的指向に伴って、支援に至らなかった事例（白色の帯）の数はわずかにしか増大していないが、行為行動の数（灰色の帯）は明らかに増大している。他方で明らかになっているのは、非常に強い向社会的指向においてもつねに支援に至るとは限らず、逆に、相対的に低い向社会的指向においても支援行動が観察されるということである。したがって少なくともこの向社会的指向という構成概念に基づくと、アイデンティティの規定的な影響は示されていない。

図2はリスクの知覚の分布を表している（ $N = 278$ ）。まず目立っているのは、大半の事例で

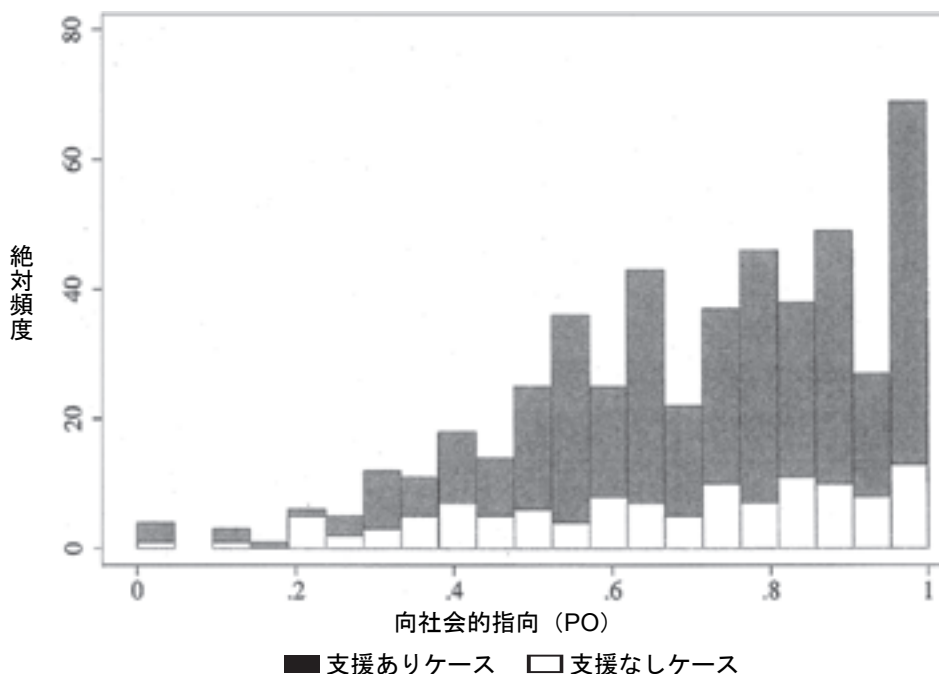


図1 支援ありと支援なしのケース別での向社会的指向の分布

リスクが極端に大きく評価されていたということである。まさにこのカテゴリの中で、比較的高い数の支援行動の**不在**が観察される ($n = 26$, 19.12 パーセントに当たる)。もっとも、強調されるべきは、リスクの知覚は 278 事例のみに存在していたが、そこには支援要請がなく支援にも至らなかった例の事例はまったく系統的に欠けているということである。このことが説明するのは、支援へ至らなかった事例の数が**一般**に相対的に少ないということである。従属変数におけるこの限定的な妥当性にもかかわらず、リスクの知覚から予想される負の影響についての 2 変量の明らかな証拠が生じている。この図に基づく、さらに推論を進めることができる。すなわち、Opp が彼の広義の RC 説明の枠組みで挙げた客観的リスクの過小評価の可能性が、少なくとも一般的には、支援の説明に用いることができないということである。というのも、極端に大きなリスク知覚の事例であっても、このサンプルでは支援する決定が支配的だからである。

本項では最後に支援要請の有無をとりあげたい。データベースには、支援要請のあった 302 事例と支援要請のなかった 203 事例が含まれている。支援要請のあった 246 事例で、つまり 81.46 パーセントで支援が行われた。対して支援要請のなかった場合は 115 事例でしか支援が行われておらず、56.65 パーセントの割合に当たる。つまり支援のチャンスは、支援要請が為された場合およそ 3.36 倍となっていた ($p < 0.01$)。すでに Varese と Yaish によって強調されているこの要求の意義を詳細に探求するために、**誰**が支援要請を行ったのかをとりあげることができる。表 3 には、支援要請のあった事例について、誰によって要求が為されたのかが示されている。注目すべきは、支援を必要とする者自身が支援を頼んだのは 55 事例でしかないということである。少なくともここでとりあげたサンプルにおいては、「仲介者」を立てることが通常であった。対して直接の支援要請はむしろ例外であった。

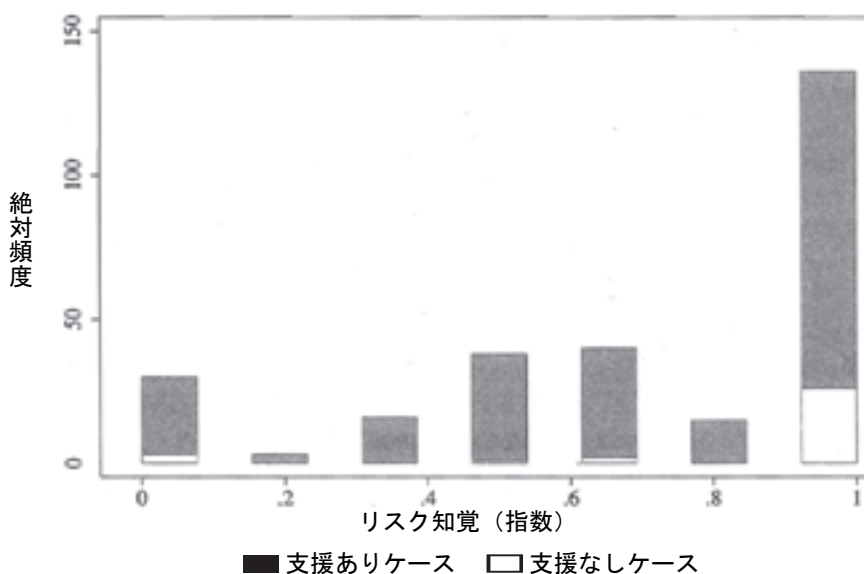


図2 支援ありと支援なしのケース別でのリスク知覚の分布

表3 さまざまな人間集団による支援要請の頻度と成功比率

要求元	事例数	支援要請に 応じた事例(%)
支援の必要のある人(人々)	55	82.27
家族／親族	29	93.10
友人	34	91.18
聖職者 ⁽¹⁾	13	100.00
レジスタンス・グループ	23	91.30
知人	58	79.31
見知らぬ人	27	77.78
全 体	239	87.11

注：(1)司祭／牧師(8)、医師(3)、修道女(2)。46欠損値(うち9事例は「発言なし」)。

要求効果の理論的な多義性についてはすでに指摘した。MFS説明の枠組みで用いられる架橋仮説1^{一七)}によると、支援要請によって、状況を定義することが、つまり「生存の危機にあって支援を必要とする者を助ける可能性」が実際に存在するかどうかということ(そして例えば騙りの試みではないということ)の不確実性を減少させることが容易になったのである。加えて仮定されたのは、支援要請が信頼を寄せることのできる者から為された事例で、要求によって支援を促進する作用が特に強かったということである(架橋仮説2)^{一八)}。より大きな信頼、あるいは状況の定義におけるより小さな不確実性が生じうるのは、すでに信頼関係があった場合か、あるいはそうではなく、説得する人物が自身の信頼性を示すシグナルを発することができた場合である。家族の成員、親族、および友人が第一の場合に当たりやすい。信頼性を比較的示すシグナルの可能性は、レジスタンス・グループのメンバー、聖職者(司祭／牧師、医師、修道女)、および支援を必要とする者自身から生じやすい。このことは少なくとも、他の見知らぬ人や、あるいは家主、同僚、雇用者といった親しくない知人による要求と比較して平均的に当てはまっている。

これらの測定仮定に基づくことによって、信頼を寄せることのできる支援要請におけるより強力な要求効果という仮説が確かめられる。表3の第3列から引き出すことができる通り、それに合う支援要請の割合は、不確実性がより少ない事例において、見知らぬ人や親しくない知人の場合よりも平均でおよそ10パーセント以上高い。ロジスティック回帰に基づくことによって、支援をするチャンスをこの2つの種類の支援要請を区別して算出することができる。すなわち、信頼を寄せることのできる支援要請の場合、このチャンスは支援要請がない場合よりもおよそ6.32倍高い($p < 0.01$)。対して見知らぬ人や知人による支援要請の場合、およそ1.84倍にしかならない($p < 0.05$)。つまり、最初に算出された要求の平均効果($OR = 3.36$)の背後に、明確な効果異質性が隠れているのである。

5.2 多変量解析

多変量の統計学的解析の結果はまず回帰表によって示される。続いて最も重要な結果についてそれぞれグラフによる図示が為されるが、それによって統計学的分析の詳しい知識がなくとも理解が可能となる。

5.3 支援要請および向社会的指向の有無への誘因変数の従属

すでに投票参加の説明⁽²⁾で為されたように、分析の第1ステップとして、使用可能な誘因変数の説明力を検証することが問題となる。それ自体としては、広義のRCアプローチ^(五)のパースペクティブから支援への機会および誘因における相違を捉えているすべての変数が挙げられる。第一の回帰モデル [表4のモデル1] が用いている一連の誘因変数は、Varese と Yaish (2000, 2005) の分析ですでに投入されているものである。すなわち、支援への機会がより高くなるに違いないと考えられるのは、**金銭的資源**をより多く用いることができる場合、**ユダヤ人の隣人**がいる場合、**一戸建て**を所有している場合、その一戸建てあるいは住居に**屋根裏**ないし**地下室**がある場合、**部屋**の数がより多い場合である。支援が発覚するリスクがより高くなるに違いないと考えられるのは、**都市**に住んでいる場合、近隣に**隣人が多い**ところに住んでいる場合である。支援への誘因がより大きくなるに違いないと考えられるのは、**レジスタンス**に参加している場合である。最後に、RC パースペクティブからは**向社会的指向**が支援から得られる消費効用の指標と解釈できる。表4の第一のロジスティック回帰モデルは、これらの指標の影響力をそれぞれ他の変数を統制した上で評価したものである¹⁶⁾。報告された係数を解釈するにあたってここでも注意すべきなのは、すべての変数が——年齢を除いて——単位区間でコーディングされたということである。係数が示しているのは、独立変数とその最小値の代わりに最大値をとる場合に变化する支援への傾向の平均的な強さ（より正確には、標準偏差いくつ分か）である。

支援にとって都合の良い機会の指標のうち、ユダヤ人の隣人の存在および一戸建てへの居住には統計学的に有意でないわずかな効果しかない。屋根裏ないし地下室の存在は同様に平均的には意義をもたなかったようである。対して、予想された方向への統計学的に有意な影響が使用可能な部屋の数から生じている。支援への傾向は、「10以上」の部屋数の場合、使用可能な部屋がない場合よりもおよそ1.15標準偏差高く、つまり、部屋数が増えるごとに平均しておよそ0.12標準偏差ずつ上昇している。世帯の金銭的資源からは相対的に小さな影響が生じている。すなわち、支援への傾向は非常に裕福な世帯の回答者の場合、**非常に貧しい**世帯の回答者よりも、平均しておよそ0.38標準偏差しか高くはなかった。この影響力は統計学的に有意ではない ($p = 0.184$) にもかかわらず、使用可能な金銭的資源にはあくまで意義があったようである¹⁷⁾。都市への居住の負の影響は統計学的に有意ではないわずかなものでしかない。いずれにせよこのことは発覚確率の直接の指標、つまり多くの隣人の存在を統制しても妥当している。近隣に隣人が多くは生活していない場合、支援への傾向はおよそ0.46標準偏差高くなる。統計学的に有意な大きな関連性があるのは、レジスタンスへの参加である。これは支援への傾向をおよそ0.5標準偏差高めて

表4 誘因変数、向社会的指向、および支援要請の効果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
都 市	-0.05 (0.18)	—	—	—	—
一戸建て	0.02 (0.16)	—	—	—	—
ユダヤ人の隣人	0.04 (0.14)	—	—	—	—
屋根裏部屋	-0.24 (0.15)	—	—	—	—
地 下 室	-0.05 (0.14)	—	—	—	—
# 部 屋	1.15** (0.33)	0.89** (0.27)	0.79** (0.25)	0.81** (0.25)	0.78** (0.25)
多くの隣人	-0.46* (0.23)	-0.31 (0.19)	-0.32+ (0.19)	-0.34+ (0.19)	-0.32+ (0.19)
金銭的資源	0.38 (0.28)	0.50+ (0.28)	0.57* (0.28)	0.45 (0.28)	0.58* (0.28)
レジスタンス	0.50** (0.15)	0.47** (0.14)	0.38** (0.14)	0.39** (0.14)	0.38** (0.14)
向社会的指向 (PO)	0.72** (0.29)	0.74** (0.26)	0.77** (0.25)	0.75** (0.26)	0.71+ (0.39)
支援要請	—	—	0.42** (0.12)	—	0.35 (0.37)
支援要請： 見知らぬ人／知人	—	—	—	0.14 (0.14)	—
支援要請： 減少した不確実性	—	—	—	0.69** (0.18)	—
支援要請×PO	—	—	—	—	0.12 (0.53)
定 数	-0.97* (0.40)	-1.24** (0.35)	-1.44** (0.36)	-1.42** (0.35)	-1.39** (0.42)
σ_y^*	2.07	2.01	2.06	2.12	2.06
擬似 R ²	0.123	0.101	0.128	0.151	0.128
-2* 対数尤度	322.42	359.42	348.66	339.6	348.62
N	286	309	309	309	309

注：支援のロジスティック回帰： y^* 標準ロジスティック係数 (β^{Sy})；括弧内：クラスタを考慮したロバスト標準誤差。記載されていない統制変数：年齢、教育歴および性別（モデル1）、年齢および教育歴（モデル2から5）。

σ_y^* は潜在的傾向 y^* の標準偏差の評価である。

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ （両側検定）。

いる¹⁸⁾。

要約すると、モデル 1 は重要な誘因変数としてレジスタンスへの参加、使用可能な部屋数、多くの隣人の存在、および — 統計学的には不確実ながらも — 世帯の使用可能な金銭的資源を同定している。加えて、向社会的指向の強い影響力も生じている。すなわち、支援への傾向は最も強い向社会的指向をもつ回答者において、最も弱い向社会的指向をもつ回答者の場合よりも平均しておよそ 0.72 標準偏差大きい。

表 4 のモデル 2 には、有意義なものとして同定された誘因変数および統制変数のみが含まれており、したがってわずかに大きな分析サンプルに基づいている。モデル 3 では、支援要請の有無もとりにいれられている。この変数は支援への傾向を他の諸変数から広範に独立して付加的におよそ 0.42 標準偏差高めている。モデル 4 では、誰によって支援要請が為されたかが再び詳細に考察されている。すなわち、不確実性を減少させる人物グループ（家族の成員、親戚、友人、レジスタンス・グループのメンバー、聖職者、あるいは支援を必要とする者自身による）による支援要請が支援への傾向をおよそ 0.69 標準偏差も上昇させているということが示されている。それに対して、見知らぬ人や知人による支援要請には他の諸変数を統制すると統計学的に有意な影響力がない。したがって、上述の 2 変量で示されたパタンは説明力のある他の諸変数を統制した上でも確かめられる。

モデル 5 がテストしているのは、向社会的指向と支援要請の有無の間に統計学的な交互作用が生じているかどうかである。支援要請の意義が潜在的な支援者に対して支援の機会を提供することにある限り、正の交互作用が予想されよう。すなわち、要請を受けた者の向社会的指向がより強く形成されているほどに、支援要請が支援へと至りやすくに違いないと考えられる。ところが、対応するモデル 5 の積項は統計学的に有意ではなく、実質的にもわずかである。この結果は Varese と Yaish (2005) の分析とは異なっており、支援要請効果の純粋な機会解釈と対立している¹⁹⁾。支援要請が向社会的指向から部分的に独立して作用しているようだということはすでに、MFS で予想されているように、要求のもつより基本的な意義を示す第一の証拠となっているのである。

MFS 仮説 1^{一九)} が出発点とするのは、支援要請が状況を定義し、支援への義務感を活性化し、しばしばより低い反省機会と結び付くということである。これらすべてによって、自動的－自発的な^{二〇)} 支援の決定が生じ、それによって費用－効用考量が無関連になる傾向が生じる。この仮説の第一のテストに関して、[支援] 要求の作用様式を再び詳細にとりあげるために、多かれ少なかれ信頼を寄せることのできる説得者を区分することにしたい。表 5 には支援の 3 つの回帰の結果が含まれているが、この結果には誘因変数および向社会的指向の効果が 3 つの異なる下位グループで評価されている。すなわち、支援要請のない事例、見知らぬ人や知人からの支援要請のあった事例、および、より信頼を寄せることのできる支援要請のあった事例である。部分的に低い事例数であるために、その影響力が報告されている結果を変えない場合であっても、これ以上の統制変数は断念することにした。

表5 部分サンプル（支援要請なし、見知らぬ人／知人からの支援要請、より信頼を寄せることのできる人物からの支援要請）ごとの誘因変数および向社会的指向の効果

	モデル 6a 支援要請なし	モデル 6b 見知らぬ人／知人 からの支援要請	モデル 6c より信頼を寄せることので きる人物からの支援要請
金銭的資源	1.02* (0.47)	0.18 (0.54)	-0.46 (0.94)
# 部屋	0.75+ (0.42)	1.44** (0.54)	-0.21 (0.55)
多くの隣人	-0.46+ (0.26)	-0.32 (0.36)	0.26 (0.43)
レジスタンス	1.00** (0.26)	-0.34 (0.26)	-0.07 (0.30)
向社会的指向 (PO)	0.59 (0.40)	1.35* (0.54)	0.76 (0.67)
定 数	-0.97* (0.45)	-0.96* (0.44)	0.50 (0.91)
σ_y^*	2.26	2.06	1.87
擬似 R ²	0.205	0.115	0.032
-2*対数尤度	149.32	94.28	83.70
N	136	82	96

注：支援のロジスティック回帰：y* 標準ロジスティック係数 (β^{Sy})；括弧内：クラスタを考慮したロバスト標準誤差。

σ_y^* は潜在的傾向 y* 標準偏差の評価である。

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ (両側検定)。

支援要請がないと、一貫して予想される誘因変数が生じ、一方で向社会的指向の効果は統計学的に有意ではない。より信頼を寄せることのできる人物による支援要請の場合、同様に向社会的指向の有意な効果は生じないが、とりわけ、すべての誘因変数にも説明力がない。両者は動機づけの引き金としての「支援」要求の作用を支持している (MFS 仮説 1)。見知らぬ人や知人による支援要請の事例の場合に向社会的指向の効果が生じるが、その効果は統計学的に有意で支援要請が不在の場合よりも明らかに強い。対して誘因変数の効果は、部屋数を除いて有意ではなく、支援要請のない事例の場合よりも明らかに低い。

発展型⁶⁾ MFS 説明に基づく、結果は次のように解釈される。すなわち、より信頼を寄せることのできる人物による支援要請は自発的な支援をもたらしやすい。対して支援要請がないと、rc モードで誘因に基づく決定が支配的となると思われる。見知らぬ人や知人による支援要請は、いわばその中間に位置している。この支援要請は自発的な活性化の重みと反省閾値^{二〇)}を相当程度高めるが、そのことは、たいていの誘因変数が平均して支援要請がない場合よりも低いという点に表現されている。もっとも、この種の支援要請のみではまだ必ずしも as モードを導く十分に強い活性化が生じるとは限らない。むしろ向社会的指向の強い効果が示しているのは、活性化の重みが必要な閾値を越えるかどうか、このような中程度の活性化の場合に、スクリプト定着 [= 向社会的指向] の強さに決定的に従属しているということである。

もっとも統計学的には、下位グループ分析は交互作用について非常に弱く、慎重に解釈されるべき手がかりしかもたらさない (例えば Mood 2010 を参照)。直接にテストするには、両種の支

表6 誘因効果、および、それらと向社会的指向や支援要請の存在との交互作用

	モデル 7		モデル 8		モデル 9	
向社会的指向 (PO)	0.50	(0.36)	-1.40	(1.42)	-0.08	(0.87)
支援要請	0.26	(0.33)	0.15	(0.35)	0.76	(0.56)
支援要請 × PO	0.32	(0.47)	0.48	(0.49)	0.45	(0.50)
金銭的資源	0.13	(0.25)	-0.65	(0.86)	0.43	(0.44)
レジスタンス	0.48**	(0.12)	1.02*	(0.44)	1.39**	(0.24)
# 部屋	0.62**	(0.24)	0.63	(0.81)	0.73 ⁺	(0.38)
多くの隣人	-0.18	(0.17)	-0.65 ⁺	(0.39)	-0.38	(0.28)
リスク (代入)	-0.90*	(0.38)	-1.64*	(0.80)	-1.28 ⁺	(0.67)
資源 × PO	—	—	1.09	(1.18)	—	—
レジスタンス × PO	—	—	-0.77	(0.58)	—	—
# 部屋 × PO	—	—	0.04	(1.13)	—	—
多くの隣人 × PO	—	—	0.71	(0.55)	—	—
リスク (代入) × PO	—	—	1.10	(1.12)	0.60	(0.99)
資源 × 支援要請	—	—	—	—	-0.56	(0.57)
レジスタンス × 支援要請	—	—	—	—	-1.52**	(0.27)
# 部屋 × 支援要請	—	—	—	—	-0.57	(0.48)
隣人 × 支援要請	—	—	—	—	0.36	(0.33)
定 数	-0.36	(0.49)	0.91	(1.04)	-0.25	(0.70)
σ_{y^*}	2.16		2.19		2.34	
N	406		406		406	

注：支援のロジスティック回帰： y^* 標準ロジスティック係数 (β^{Sy^*})；括弧内：クラスタを考慮したロバスト標準誤差；50 の代入データセットに基づいて算出。

σ_{y^*} は潜在的傾向 y^* の標準偏差の評価である（すべてのデータセットについての平均）。

加えてすべてのモデルに統制変数として含まれているのは、年齢および回答者の教育歴（大学教育修了、ギムナジウム修了、職業教育修了、参照カテゴリ：基礎学校のみ）。

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ （両側検定）。

援要請とその他の5つの誘因変数との交互作用が共通の分析サンプルで評価されなければならないと考えられる。事例数が少ないために、このことは不可能である。そのため以下の分析では、両種の支援要請を区分しておくことはもはやできない。

以下では、発展型 MFS 説明の交互作用仮説を系統的に検証する。その際にリスクの主観的知覚も分析にとりいれられているのは、主観的知覚が最終的に行為を導き、必ずしも考慮されている客観的な指標に従うわけではないからである。しかしながら既述の通り、リスク変数が欠落を示しているのは、リスク測定が支援要請のなかった事例では支援に到った場合のみ存在するからである。発言のなかった事例については、リスク知覚が統計学的に評価される。この評価の不確実性はいわゆる多重代入法によって考慮される²⁰⁾。

欠損値の多重代入法によって表6で報告されている406の回帰モデルが、202のみの事例に代

わって得られる。モデル7はまずリスク知覚を考慮した上での誘因変数の平均的効果を評価している。これらの誘因変数に予想される中心的意義が確認されるのは、それらから最も強い効果が生じる場合に限られる。支援への傾向は、リスク知覚が最も大きい場合にリスク知覚が最も小さい場合よりも、およそ0.90標準偏差小さくなる。

モデル8および9はMFS仮説1、2^(二一)、および3^(二二)をテストしている。これらの仮説から予想されるのは、支援要請の存在にその他の誘因変数の支援行動への影響力を弱める可能性があること、および、向社会的指向にも同様の、しかし傾向的な作用のみがあるに違いないということである。モデル8では、向社会的指向と誘因変数の間の5つの交互作用効果が評価されている²¹⁾。特に多重代入法のために開発された同時Fテスト(Li, Faghunathan & Rubin 1991)が示すところによると、5つの交互作用効果は統計学的に有意ではない($F(df = 5, n > 1000) = 0.93, p = 0.4575$)。このことはMFS仮説3を確かめているが、それによれば、向社会的指向は高い反省動機づけ条件の場合に限ると支援の自発的な決定を引き起こすには不十分である。他方で統計学上の不確実性を無視すれば、MFS仮説2で傾向として予想されているように、誘因効果の調節子としての向社会的指向の意義を示す証拠はあくまで存在している。レジスタンスへの参加、多くの隣人の存在、およびリスク知覚との交互作用は、予想される符号からもその強さからも実質的に意義がある。したがって、既存のモデルの平均効果と比べて、向社会的指向が最も小さい場合、これらの誘因変数の条件付き効果は明らかにより強く生じている。多くの隣人が存在する事例では、交互作用効果の導入によってようやくわずかに有意な誘因効果が示されている。

モデル9では誘因変数と支援要請の存在の交互作用効果が評価されている。例外なのは、つねに向社会的指向との交互作用においてのみとりあげられるリスク知覚である²²⁾。同時Fテストが明らかにするところによると、4つの交互作用効果には全体として統計学的に高い有意性がある($F(df = 4, n > 1000) = 8.19, p < 0.0001$)。符号パタンおよび効果の強さもMFS仮説1と一致している。支援要請がない場合、レジスタンス・グループへの参加は支援への傾向をおよそ1.39標準偏差高めているが、一方で支援要請がある場合、それには関連性がない($\beta^{Sy} = 1.39 - 1.52 = -0.13, p = 0.348$)。部屋の数については、支援要請がないと0.73($p < 0.10$)の効果が生じるが、対して支援要請がある場合、0.16($= 0.73 - 0.57, p = 0.576$)の有意ではない効果である。仮説に合致する同一のパタンが多くの隣人の存在および金銭的資源でも生じている。もっとも、支援要請がない場合、これらの変数に対する条件付きの誘因効果ですらも十分な確実さをもって評価できているわけではない。すでにモデル2から5において金銭的資源や多くの隣人の存在からは有意な影響が生じていないか、わずかにしか生じていないので、このことは驚くに当たらない。説明力の弱い誘因変数の場合は、MFS仮説の検出力と、したがって統計学的な検証可能性はほぼ無いに等しい(Kroneberg 2011a)。

MFS仮説4^(二三)から予想されるのは、支援要請および強い向社会的指向の組み合わせは他の誘因の影響を完全に遮断することができるというものである。この仮説をテストするために、支援要請が存在する場合に向社会的指向が関連性を保っている誘因変数の作用を抑制するかどうか

表 7 支援要請が存在する場合の誘因効果、および、それらと向社会的指向との交互作用

	モデル 10 支援要請のある事例		モデル 11 支援要請のある事例	
向社会的指向 (PO)	0.92**	(0.32)	-0.55	(1.34)
リスク (代入)	-1.02*	(0.49)	-2.64*	(1.04)
金銭的資源	-0.11	(0.34)	-0.22	(0.35)
レジスタンス	-0.16	(0.15)	1.00*	(0.47)
# 部 屋	0.26	(0.30)	0.32	(0.31)
多くの隣人	-0.05	(0.20)	-0.12	(0.22)
レジスタンス × PO	—	—	2.54 ⁺	(1.51)
リスク (代入) × PO	—	—	-1.72*	(0.71)
定 数	0.88	(0.56)	1.92*	(0.97)
σ_{y^*}	2.03		2.10	
N	222		222	

注：支援のロジスティック回帰： y^* 標準ロジスティック係数 ($\beta_{y^*}^s$)；括弧内：クラスタを考慮したロバスト標準誤差；50 の代入データセットに基づいて算出。

σ_{y^*} は潜在的傾向 y^* の標準偏差の評価である（すべてのデータセットについての平均）。加えてすべてのモデルに統制変数として含まれているのは、年齢および回答者の教育歴（大学教育修了、ギムナジウム修了、職業教育修了、参照カテゴリ：基礎学校のみ）。
+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ （両側検定）。

を検証することにしたい。それに合わせて表 7 では支援要請の事例 (N = 222) のみがとりあげられている²³⁾。モデル 10 では支援要請が存在する場合の平均的な誘因効果が評価されており、向社会的指向との交互作用は含まれていない。ここで確かめられている結果によれば、支援要請が存在する場合、金銭的資源、レジスタンスへの参加、部屋数、および多くの隣人の存在は平均して意義のある効果をもはや示していない。それに対して、リスク知覚からは有意な負の強い効果がさらに生じている。

モデル 11 では、支援要請と強い向社会的指向の組み合わせがこの誘因効果も遮断しうるのかどうかをテストするために、この部分サンプルでリスク知覚と向社会的指向の交互作用が評価されている（この点についてすでに論じている Kroneberg, Yaish & Stocké 2010 を参照）。加えてレジスタンスへの参加との交互作用の存在もテストされているのは、このことに関連してすでにモデル 8（全体サンプル）で同様に統計学的に有意な条件付きの誘因効果が観察されていたからである。両方の交互作用効果とも非常に強く、統計学的には 10% ないし 5% 水準で有意である。同時 F テストでその有意性が確かめられている ($F(df = 2, n > 1000) = 4.02, p < 0.05$)。両方の変数について、最も小さい向社会的指向の場合に強い誘因効果が生じており、その効果は向社会的指向が増大するに伴ってより小さくなっている。

グラフによる図示

統計分析の結果は、MFSに基づいて予想される支援要請および向社会的指向の意義を例証している。したがって強い誘因や機会が支援の決定にどのように影響をあたえるのかは、支援要請の有無と向社会的指向の強さに従属している。図3および4はこのことを帯グラフのかたちで図示している。帯の高さは、とりあげられる誘因が最小値の代わりに最大値を示す場合に生じる支援への傾向の平均的な変化に対応している。つまり、帯は誘因効果の強さを表している。関連性のあるそれぞれの誘因について、図中に3つの帯が読み取れる。灰色の帯は、RCアプローチのようにすべての回答者が誘因に従属して決定する場合の誘因の効果の評価に対応している。黒色および白色の帯が図示しているのは、支援要請があるかどうか、あるいは、回答者の向社会的指向がどのくらい強いかにしたがって区分した場合に、どのような誘因効果が生じているかである。

図3はMFS仮説1のテストの実施結果を図示している。予想どおり、支援要請がない場合、支援要請がある場合より誘因効果が非常に強い。支援要請に直面した場合（白色の帯）、金銭的資源、レジスタンスへの参加、部屋数、および多くの隣人の存在からの影響はもはや生じていない。誘因効果の評価は統計学的に有意でないのみならず、とりわけ実質的にもゼロに近い。対して支援要請がない場合、支援に対する誘因の真の効力が明らかになっている（黒色の帯）。この条件下の誘因効果は、すべての回答者が誘因に従属して決定するという仮定の下で生じる平均的な誘因効果（灰色の帯）よりも強い。このことはレジスタンスへの参加について最も明確となる。

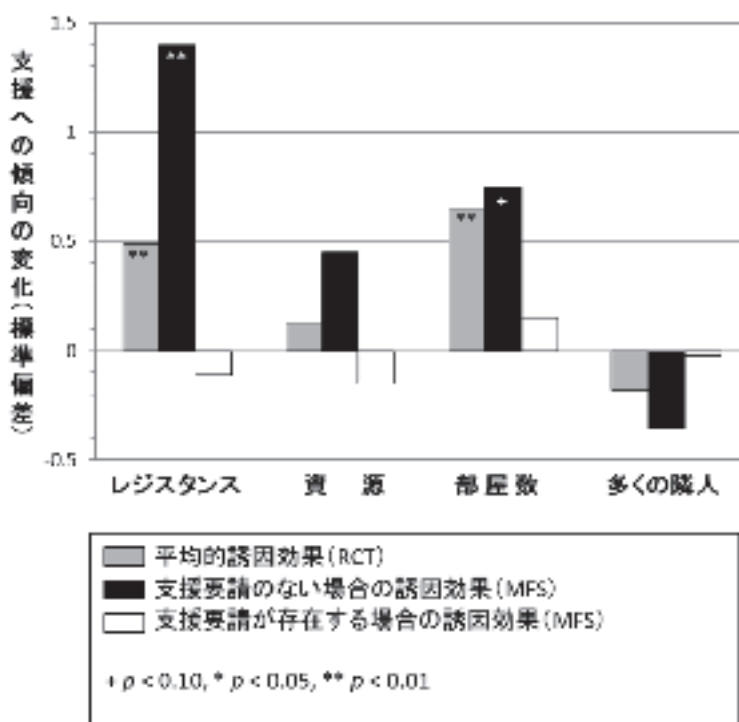


図3 支援要請に従属した誘因効果

この誘因は全体サンプルにおいて平均して支援への傾向をおよそ 0.5 標準偏差高めている。対して MFS が出発点とするのは、支援要請によって自発的に支援へと動かされなかった人々のみが、自身の決定をレジスタンスへの参加に伴う誘因や機会に従属させているということである。実際に明らかに強い影響が生じているのは、支援要請がない場合である。すなわち、支援への傾向はレジスタンスへの参加によっておよそ 1.39 標準偏差上昇している。

図 4 は MFS 仮説 2 から 4 に関する結果である。ここでは平均的な誘因効果が、最小の向社会

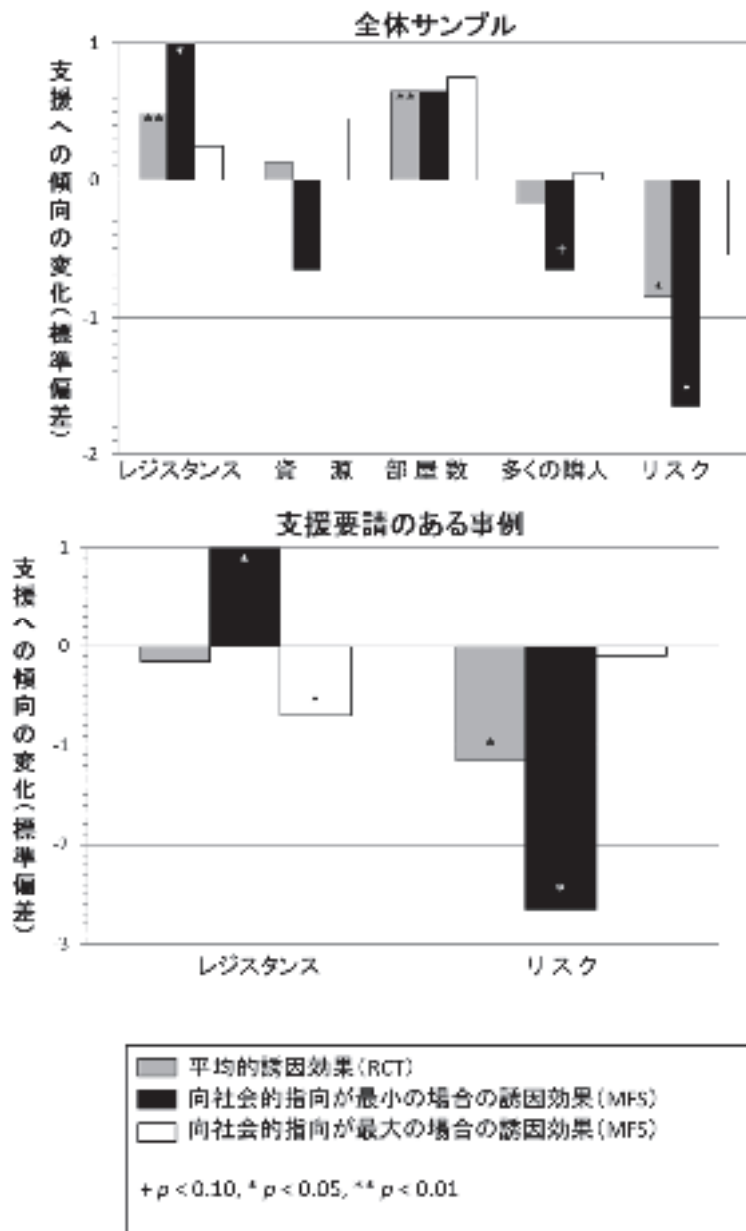


図 4 向社会的指向の強さに従属した誘因効果

的指向（黒色の帯）および最大の向社会的指向（白色の帯）で生じる有意変数と比較される。上の帯グラフはすべての回答者の全体サンプルに基づいている。レジスタンスへの参加、多くの隣人の存在、およびリスク知覚について、MFS 仮説2で予想される連関傾向が生じている。すなわち、強い向社会的指向の場合（白色の帯）、これらの誘因は弱い向社会的指向の場合（黒色の帯）よりもあきらかに弱い効果を示している。しかしながら、金銭的資源と部屋数については、このパターンは確証されていない²⁴⁾。したがって全体としてみると、高いリスクと不確実性を特徴とするこの状況によって、支援への強い義務感それ自体のみでは、支援の自発的な決定にはほとんど十分ではなかったとすることができよう（MFS 仮説3）。

図4の下帯グラフは、支援要請に直面した回答者のみを取りあげている。黒色の帯が示しているのは、弱い向社会的指向の場合に、支援要請も完全に誘因に従属した支援の決定に作用することはなかったということである。すなわち、リスク知覚、およびレジスタンスへの参加に伴う支援への機会と誘因は、低い向社会的指向の場合にはあいかわらず決定に関連性があったのである。それに対して強い向社会的指向の場合は（白色の帯）、これらの誘因効果も消失している²⁵⁾。このことによってMFS 仮説4が確証されており、そして、向社会的指向が一貫して自発的な支援に貢献していたが、それは、支援要請に直面し、自発的な決定を促進するその多様な作用と組み合わせられた場合のみであったということが示されている。

5.4 向社会的指向と「支援」要求の社会的規定因および相関項

MFSに基づいて為された分析の通り、第二次世界大戦中のユダヤ人の救出にとって、一方で一連の誘因に、他方で支援要請への直面と向社会的指向の強さに意義があった。最後に挙げた2つの要因が規定しているのは、支援の決定が自発的に行われたのか、それぞれの誘因の布置に従属して考量しながら行われたのかということである。それゆえ社会学的に特に興味深いのは、「支援」要求および向社会的指向の社会的規定因についての問いである。その点についてここで簡潔に触れおくべきだろう。

表8には向社会的指向の線形回帰モデルが含まれているが、そこでは予測子としてとりわけ、社会-人口学的標準メルクマール、幼少期の家族文脈のメルクマール、および宗教に関わる一連の回答者メルクマールがとりあげられている。それらのうちすでに主要分析（表2を参照）でとりあげられていないものに限り、表9に挙げている。考慮されている変数を社会化理論の考察と容易に結び付けられるにもかかわらず、この「本書の」行為理論的研究の文脈では、それに対応する仮説の導出は断念されている。特定の理論をテストする代わりに、ここでは、向社会的指向の社会的規定因や相関項について、純粹に記述的な情報を提供するにとどめることにしたい。

年齢ときょうだいの人数を除いてすべての変数が単位区間でコーディングされているので、それらの係数はここでも経験的な極値比較を評価している。それは同様に単位区間で尺度化された向社会的指向の分布に関わっており、その標準偏差は0.23である。社会人口学的標準メルクマールに関しては、女性により強く形成された向社会的指向が生じている一方で、回答者の教育歴に

表 8 向社会的指向の予測子

	向社会的指向	
女 性	0.12**	(0.03)
年 齢	-0.00	(0.00)
大学教育修了	0.05	(0.04)
ギムナジウム修了	0.06	(0.04)
職業教育修了	0.03	(0.04)
都市での生育	-0.06*	(0.03)
都 市	-0.06*	(0.03)
両親のいる出身家庭	-0.02	(0.06)
きょうだいの人数	0.01*	(0.01)
年下のきょうだい	-0.02	(0.03)
親密な家族関係	-0.14*	(0.06)
両親への親近感	0.27**	(0.06)
自由放任の教育スタイル	-0.06	(0.05)
キリスト教の教育	-0.01	(0.04)
宗 教 性	0.29**	(0.09)
プロテスタント	0.12	(0.07)
カトリック	0.16*	(0.06)
宗教性×プロテスタント	-0.38**	(0.11)
宗教性×カトリック	-0.38**	(0.11)
階級の異なる友人	0.08**	(0.03)
定 数	0.50**	(0.11)
R ²	0.209	
N	280	

注：線形回帰：b 係数；括弧内：クラスタを考慮したロバスト標準誤差。年齢およびきょうだいの人数の除くすべての変数は単位区間でコーディングされている。

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < .01$ (両側検定)。

は向社会的指向との連関はない。特に注目すべき結果は、都市－地方相違に関わっている。すなわち、都市で育った回答者は統計学的に有意に低い向社会的指向を示している。回答者が戦時中も都市に生活していた場合、同量の負の効果が生じている。したがって、都市という文脈は、初期の社会化を通じても実際の影響を通じてもより低い向社会的指向をもたらしていると思われる。地方での社会生活と比較して、匿名性がより大きく閉じたネットワークがより少ないということから出発するなら、この結果が理論的に解釈されよう。社会的規範の発生と正当化に対するこれらの要因の意義を強調しているのが、例えば Coleman (1990: 11 章) である。

回答者の幼少期の家族文脈は客観的および主観的指標によって捉えられている。客観的な指標

表9 向社会的指向の回帰で使用された追加の変数

ラベル	問 い [英語]	コーディング [英語]	平均値(標準偏差)
都市での生育	「あなたは子供の頃、大都市、中都市、小都市、村落、あるいは、人里離れた農場に住んでいましたか。」 A4	1 = 「大都市／中都市／小都市」 0 = 「村落」あるいは「農場」	.75
両親のいる出身家庭	「さて、あなたが10歳の頃のあなたの家についてお聞きます。…あなたが10歳の頃、あなたの父親と母親は二人とも家に住んでいましたか。」 A6	1 = 「はい」 0 = 「いいえ」	.94
親密な家族関係	「あなたは子供の頃の家族どうしの関係をどのように描かれますか。一般に、あなたの家族について、非常に親密、やや親密、あまり親密ではない、あるいはまったく親密ではないのいずれだったと言えるでしょうか。」 A14	1 = 「非常に親密」 0.75 = 「やや親密」 0.25 = 「あまり親密ではない」 0 = 「まったく親密ではない」	.90 (.21)
自由放任の教育スタイル	「あなたは母親(B23)／父親(B33)からしつけを受けたことがありますか。つまり、あなたの母親／父親は、あなたが悪いことをしたとか、あなたがほしいものをもつことを控えるように言ったり、あるいはあなたが叱ったり鞭で打ったりしたことがありましたか。」	1 = 母親も父親もなかった 0 = その他	.14
両親への親近感	「あなたは子供の頃、母親(B21)／父親(B31)をどのくらい親密に感じていましたか。非常に親密、やや親密、あまり親密ではない、まったく親密ではないのいずれだったと言えるでしょうか。」	1 = 「非常に親密」 0.75 = 「やや親密」 0.25 = 「あまり親密ではない」 0 = 「まったく親密ではない」 両項目からの加重なしの指数 (0-1 でコーディング)	.82 (.22)
キリスト教の教育	「あなたはどの種類の学校(C2)／ギムナジウム(C3a)に在籍していましたか。プロテスタント、カトリック、無宗派、あるいはそれ以外ですか。」	1 = プロテスタントないしカトリックの基本学校およびギムナジウム 0 = その他	.15
プロテスタント カトリック	「あなたは子供の頃どの宗派に属していましたか。プロテスタント、カトリック、あるいはそれ以外の宗教、あるいはそれ以外でしたか。」 C8	プロテスタント (= 1) カトリック (= 1) 参照カテゴリ: 「いいえ／その他の宗教」	.36 .58
宗教性	「開戦前、あなたは非常に敬虔、やや敬虔、あまり敬虔ではない、まったく敬虔ではないのいずれだったでしょうか。」 D14	1 = 「非常に敬虔」 0.67 = 「やや敬虔」 0.33 = 「あまり敬虔ではない」 0 = 「まったく敬虔ではない」	.63 (.33)
階級の違う友人	「あなたの親友の中にあなたとは異なる社会的階級出身の人はいましたか。」 C15	1 = 「はい」 0 = 「いいえ」	.46

注：分析サンプル N = 280。問いの ID 番号は質問紙での位置を表している（節 A-E 内の通し番号）（Oliner & Oliner 1988: Appendix C を参照）。

のうちでは、きょうだいの人数にのみ向社会的指向に対する有意な正の効果がある。明らかにもっと意義があるのは主観的評価である。父母に対する親近感の平均に最も強い効果がある。最も低い場合に比べて最も強く形成されている場合、向社会的指向はおおよそ1標準偏差強ほど高まっている。(b = 0.27, p < 0.01)。家族関係の親密さの知覚に有意な負の影響があることは興味深い。もっとも、これは両親への親近感を統制した場合にのみ当てはまっている。一定の情動的なコミットメントのもとでは、より親密な家族関係はより少ない家族外のネットワークへの埋め込みを示す可能性が——子供の社会的コンピテンスと向社会的指向に対する負の帰結を伴って——あると考えられる。

既述の通り、アイデンティティ理論およびパーソナリティ理論の業績は向社会的指向の包摂性に支援行動を基礎づけるその中心的なメルクマールをみており、多数いるユダヤ人の救出者につ

いて、人類全体に対する彼らの同一視ということからすら出発している (Geras 1995; Monroe 1996; Monroe, Barton & Klingemann 1990; Monroe 1991; Monroe, Barton & Klingemann 1991; Oliner & Oliner 1988; Tec 1986)。すでにとりあげた親密な家族関係の負の効果に加えて、さらにいくつかの連関が、社会関係のより少ない包摂性、およびそれによって減少する向社会的指向という意味で解釈される。そのため、開戦前の宗教性には、カトリックでもプロテスタントでもなかった回答者に対してのみ強い正の効果がある。この分析サンプルの6パーセントでは、宗派に属していない者が主に問題となっていると思われる (Oliner & Oliner 1988)。対してカトリックあるいはプロテスタントの回答者では、強い宗教性をもっている場合でも、あるいはまさにその場合に、向社会的指向が高くない。キリスト教の隣人愛に動機づけられた個々の救出行動は確かに存在していただろう。しかし他方で出発点となるのは、キリスト教の宗派的なコミットメントにしばしば第一に宗教的ないし伝統的起源があったのであり、社会的に特殊な集団への埋め込みを伴っていたということである。おそらくここから社会的指向におけるより少ない包摂性への傾向が生じていたので、全体として連関が観察されないのであろう。同様にこの解釈に適合しているのは、キリスト教学校への在籍に向社会的指向への影響がないということである。対して回答者が明らかにより高い向社会的指向を示しているのは、彼らの幼少期にさまざまな社会的出自の友人、つまりより包摂的な交友ネットワークがあった場合である。

全体として考察されている予測子によって、従属変数の分散の20.9パーセントが説明されている。つまり向社会的指向は、一方で把握された社会化文脈のメルクマールと系統的に変異するということである。他方で、大部分の説明されていない分散が生じているが、それは測定されていないパーソナリティ・メルクマールや文脈メルクマール、および個人特有の要因に基づいているだろうと考えられる。

ここから「支援」要求の社会的規定因ないし相関項に進みたい。ここで注意すべきなのは、支援要請への直面に至らなかった2つの非常に異なる理由がありえたということである。すなわち、人々が率先してもっぱら自ら救出行動をとったか、あるいは、支援を請われもせず自ら率先することなかったという意味で支援へ参加しないままだったということである。そのため支援要請の存在を予測するために多項ロジスティック回帰モデルを用いることとしたいが、その従属変数には「支援要請」「率先した支援」あるいは「不参加」という諸特徴が仮定されうる。用いられる予測子には、社会人口学的メルクマール、以前に有意だった行動様式(確信犯的に行い、政治的アンガージュマン、リスク行動、非日常的支援行動)、さまざまな客観的な機会やリスクの指標、ユダヤ人および国家社会主義者との関係や知識、レジスタンスへの参加、家族成員のレジスタンス/支援行動への参加、向社会的指向、さらに原則的に支援を促進している幼年期の特徴(自己信頼、支援への心構え、責任の受け入れ)が含まれている。

加えて、国家変数として、国家社会主義者による権力行使の度合い、およびユダヤ人人口の割合が考慮される。本章第1節^{二四)}でとりあげたように、これらの文脈メルクマールには、犠牲者や支援の必要の高さ、およびそれに対応した可能性やリスクの高さによって顕著な意義があった

表 10 15 カ国における第二次世界大戦前のユダヤ人人口の割合、および、戦時中の国家社会主義者による権力行使の度合い

国 名	事例数	ユダヤ人人口 の割合 (%)	ドイツによる 権力行使
ポーランド	193	9.5	SS ゾーン
オランダ	130	1.6	指揮ゾーン
ドイツ	88	0.3	SS ゾーン
フランス	74	0.8	植民地ゾーン
イタリア	32	0.1	指揮ゾーン
ノルウェー	7	0.1	指揮ゾーン
ハンガリー	6	5.6	植民地ゾーン
デンマーク	5	0.2	指揮ゾーン
ベルギー	3	0.8	指揮ゾーン
リトアニア	3	9.4	SS ゾーン
ロシア ⁽¹⁾	2	5.17	SS ゾーン
チェコスロバキア	2	1.2	SS ゾーン
リビア	1	3.4	植民地ゾーン
オーストリア	1	0.8	SS ゾーン
ルーマニア	1	3.6	植民地ゾーン

注：(1)前提として、ドイツの部隊に占領されたソヴィエトの地域が対象となっている。

(Baron 1988: 14ff.; Fein 1979: 38ff.)。権力行使の度合いは、すでに説明してある Fein の区分^(二五)によって操作化されている (Fein 1979: 38ff.)。すなわち、SS ゾーンで、国家社会主義者による権力行使が最も強かった。そこではユダヤ人絶滅が特に包括的に実行された。指揮ゾーンでは国家社会主義者によるコントロールはより少なかった。最も大きな自律性を有していたのは植民地ゾーンであった。第二の国家変数は、国家ないし地域内のユダヤ人人口のパーセンテージであり、それに対応している評価で用いられているように、開戦前ないしは 1941 年 7 月に近い時期のものである (Fein 1979: 329)。人口の割合が大きくなるほど、他の条件が等しければ、支援の必要は高くなり、それによって要求が行われる確率も大きくなる。実際には、ドイツによるコントロールの度合いとの交互作用が生じている。すなわち、いくつかの理由から、相対的に高いユダヤ人の割合に、SS ゾーンの内部では、より少ないあるいはより間接的な権力行使の領域とは異なる作用が生じている。そのようなものとして例えば、グループの相対的な大きさを増大させる支援の必要は SS ゾーンでは特に高いリスクと対峙している。表 10 の第 3 列および第 4 列には、APPBI データセットに現れる国の国家変数の値が載っている。Fein においては考慮されていない国であるリビア⁽²⁶⁾ とロシア⁽²⁷⁾ については、ユダヤ人人口の割合とドイツによるコントロールの度合い自身も調査されコーディングされた。

表 11 には、多項ロジスティック回帰モデルの 2 つの評価の結果が載っている。第 1 のモデル

表 11 要求の予測子

	代入なしのモデル				代入ありのモデル ⁽¹⁾			
	不参加 対 支援要請		率先 対 支援要請		不参加 対 支援要請		率先 対 支援要請	
女 性	-1.32*	(0.60)	-0.11	(0.52)	-0.90*	(0.42)	-0.03	(0.33)
年 齢	-0.08*	(0.04)	0.04	(0.02)	-0.05 ⁺	(0.03)	0.02	(0.02)
大学教育修了	0.72	(0.74)	0.06	(0.62)	0.08	(0.59)	-0.04	(0.42)
ギムナジウム修了	1.47*	(0.67)	0.82 ⁺	(0.50)	1.19*	(0.49)	0.81*	(0.36)
職業教育修了	-0.38	(0.85)	0.00	(0.59)	0.20	(0.55)	-0.00	(0.44)
世帯でのパートナー	-1.50*	(0.71)	-1.39*	(0.62)	-1.57*	(0.72)	-0.96*	(0.48)
世帯での子供	-0.39	(0.86)	0.33	(0.57)	-1.19*	(0.51)	-0.66	(0.40)
行動履歴：								
確信犯的行い	-0.22	(0.73)	-0.64	(0.51)	-0.82	(0.54)	-0.97**	(0.37)
政治的アンガージュマン	-1.01	(0.82)	-0.39	(0.51)	0.18	(0.52)	-0.07	(0.35)
リスク行動	-1.26	(1.06)	1.04*	(0.50)	-1.23 ⁺	(0.67)	1.13**	(0.34)
支援行動	-0.56	(0.68)	-0.74 ⁺	(0.43)	-0.65	(0.44)	-0.55 ⁺	(0.31)
# 部 屋								
金銭的資源	-0.69	(1.33)	0.98	(0.96)	-0.08	(0.96)	1.05	(0.72)
多くの隣人	1.03	(0.64)	-0.42	(0.49)	1.62**	(0.63)	-0.39	(0.37)
ユダヤ人との接触	-1.33**	(0.50)	0.13	(0.45)	-0.77*	(0.37)	0.27	(0.30)
迫 害：								
知覚されたもの	0.75	(0.68)	1.20 ⁺	(0.64)	0.23	(0.45)	0.56	(0.39)
受けたもの	-0.07	(0.87)	0.02	(0.53)	-0.13	(0.59)	-0.48	(0.41)
レジスタンス								
レジスタンス	-3.37**	(0.99)	-0.27	(0.54)	-3.10**	(0.63)	0.23	(0.33)
／家族における支援	-1.60*	(0.66)	-0.53	(0.44)	-1.15**	(0.43)	-0.28	(0.30)
向社会的指向								
自己信頼	0.94	(1.45)	1.30	(1.27)	0.67	(0.97)	1.51 ⁺	(0.82)
支援への心構え	0.55	(0.92)	1.84*	(0.84)	-0.34	(0.69)	0.68	(0.54)
責任感がある	1.13	(1.63)	2.62*	(1.26)	0.38	(1.16)	1.32	(0.92)
責任感がある	-2.53*	(1.06)	-1.76 ⁺	(0.92)	-0.46	(0.73)	-0.29	(0.61)
指揮ゾーン								
SS ゾーン	-3.74**	(0.96)	-1.90*	(0.81)	-2.84**	(0.61)	-1.17*	(0.53)
ユダヤ人人口の割合 (%)	-2.97**	(1.14)	-2.13*	(0.95)	-1.53*	(0.75)	-1.08 ⁺	(0.65)
SS ゾーン×ユダヤ人割合 (%)	-7.35	(7.65)	-1.90	(4.55)	-6.55*	(2.97)	-1.63	(2.29)
SS ゾーン×ユダヤ人割合 (%)	7.12	(7.65)	0.88	(4.63)	5.70 ⁺	(2.99)	0.63	(2.31)
定 数	7.56**	(2.30)	-3.15 ⁺	(1.64)	3.90*	(1.62)	-2.88*	(1.17)
擬似 R ²	0.350				—			
対数尤度	-152.82				—			
N	244				406			

注：多項ロジスティック回帰（欠損値の多重代入がある場合とない場合）：非標準化ロジスティック係数；括弧内：クラスタを考慮したロバスト標準誤差。

(1) 50 の代入データセットに基づいて算出。

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ （両側検定）。

では、すべての事例から欠損値が除かれたが (N = 244)、対して第2のモデルでは、多重代入法によって全ての事例が考慮された (N = 406)。行ごとの比較が示しているのは、係数の符号と統計学的有意性がわずかな例外を除き一致しているということである。つまり、このことは多重代入法の質の良さの証拠とみることができる。以下では多重代入法を使用したモデルの結果を記述する。

女性やより年長の人間の方が、不参加のままにとどまるよりも、支援の要求を受けたり率先して支援を行ったりしやすいということが示されている。アビトゥーアをもつ回答者には、小学校にのみ在籍していた回答者と比べて、率先して支援を行うか不参加のままかどうかである傾向がある。大学教育を受けている回答者については、このような教育歴効果は確認されていない。世帯でパートナーと共同生活していた回答者は支援を求められやすく、さらに世帯に子供が生活していた場合この方向でさらに効果が生じていた。これは、支援を要求される確率を高めていたより大きな社会的ネットワークの効果として解釈できよう。これら以外にも、一連の実質的に説得力のある連関が生じている。レジスタンス・グループのメンバーは支援を請われやすいか、あるいは率先して支援を行いやすかった。同じことは、家族成員がレジスタンスで活動していたか支援を行っていた、およびユダヤ人との接触があった回答者に当てはまっている。より多くの金銭的資源は率先した支援を促進した一方で、多くの隣人のいる人物は不参加のままにとどまりやすかった。開戦前に確信犯的行ないしは非日常的支援行動を示していた回答者には、支援を請われる傾向があった。このことがふさわしい名声によって媒介されえたと考えられるのは、とりわけ、支援への心構えの自己評価と向社会的指向が統計学的に統制されているためである。この傾向が支援要請への直面をより確率の小さいものとしているのは、その傾向によって率先した支援が促進されたからである。以前のリスク行動によって、不参加のままにとどまる確率は小さくなり、とりわけ率先的に支援をする確率が高められた。このことは、リスク知覚がこの高費用状況で中心的であったとみなせるもう1つの例証といえる。

特に興味深いのは国家変数の影響パターンである。「不参加」対「支援要請」の対照に関しては、ナチスによるコントロールの度合いと開戦前のユダヤ人人口の割合との間に交互作用が生じている ($p < 0.10$)。ユダヤ人人口の割合が**非常に低い** (最小値 = 0.1 パーセント) 国では、次のような関係が生じている。すなわち、SS ゾーンの回答者は、ナチスによる指揮権がより少ない国 (植民地ゾーン) の回答者よりも支援要請に直面していた。しかしながら、この関係はユダヤ人人口の割合がより高い場合 (最大値 = 9.5 パーセント) には異なっている。すなわち、この割合が高いほどに、ナチスによる指揮権の**より少ない**場合に支援要請への直面にいたりやすく、まったくの不活動はほとんどなくなるようになった。対して SS ゾーンでは、ユダヤ人人口の割合にこのような作用はなかった。

この関係の解釈は、ユダヤ人人口の割合が大きくなると支援要請に直面する確率がすでに偶然的理由のみから上昇していたというものである。SS による権力行使が特に強かった国でこの効果がなかったのは、支援要請が支援を必要とする者から危険なことだと思われたか、支援要請

をする可能性がもはや全くなかったからである。既述の通り、SS ゾーンではユダヤ人の国外追放と絶滅が非常に素早く始まったので、支援要請によって救出を組織する時間はあまり残っていなかった (Fein 1979: 77)。国家の側でも、ここでとりあげた国では国外追放を遅らせることに関心は向けられていなかった (Fein 1979: 77)。

対して率先した支援の広がり是指揮権のより少ない場合でもユダヤ人人口の割合からは広範に独立していた。このことが納得できるのも、そのような非日常的な行為が、支援を必要とする者への接近可能性が欠けていることによるよりも、率先した支援への心構えのある人物の珍しさによって限界づけられていた場合に限られる。いわゆる指揮ゾーン、つまりナチスによる中程度のコントロール度合いの場合は、多重共線性のために固有の交互作用項を特定することはできなかった。すでに SS ゾーンでみられたように、ナチスによるコントロールがより少ない場合よりも、支援要請への直面の確率は平均してより高くなっている。

図5は予測確率に基づく交互作用効果を図示している。これは3つの従属変数のカテゴリすべてについて、ユダヤ人人口の割合に対して得られたものである。その際、SS ゾーンの国と植民地ゾーンの国を区分してある。注意すべきなのは、予測確率の絶対的および相対的水準がその確率に影響した第三変数の値にも従属しているために、それを過大に解釈したり一般化したりすべきではないということである²⁸⁾。この図が示しているのはとりわけ、SS ゾーンの予測確率がユ

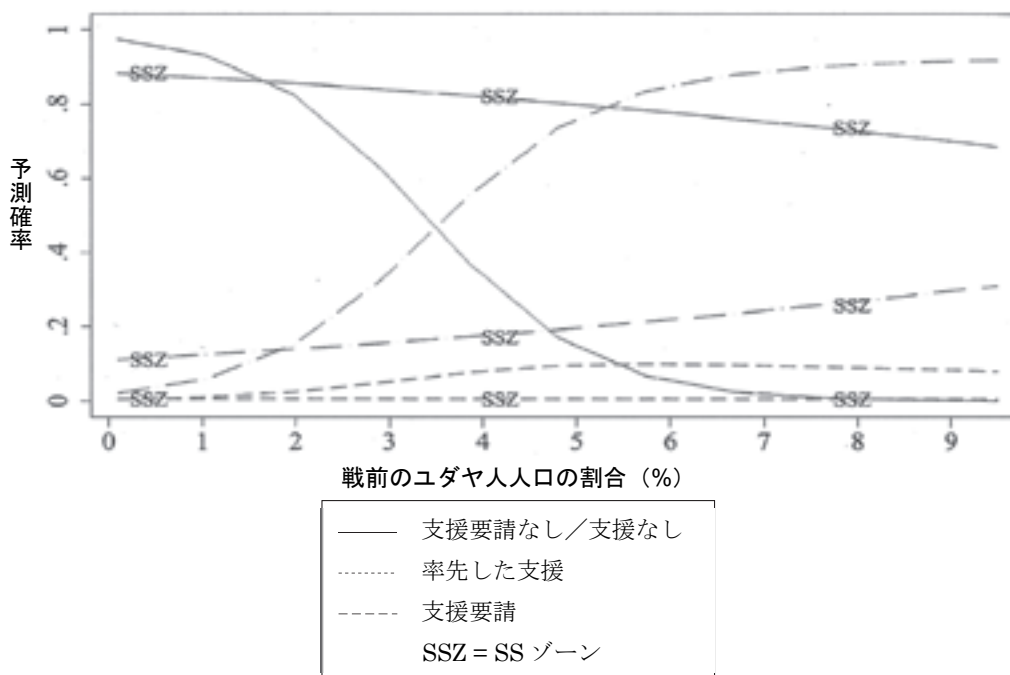


図5 支援要請に直面する確率、率先して支援する確率、あるいは不参加にとどまる確率
 (ユダヤ人人口の割合および国家社会主義者の権力行使に従属する場合)

ダヤ人人口の割合から広範に独立している一方で、植民地ゾーンでは不参加の事例がユダヤ人人口の割合が上昇するに伴って支援要請の事例によって減少しているということである。

6 結 論

第二次世界大戦におけるユダヤ人救出についての文献の大半は、困難に陥っている人間に対して支援への義務感を含んだ特殊な利他主義的パーソナリティないしアイデンティティの意義を強調している (Geras 1995; Monroe 1996; Monroe, Barton & Klingemann 1990; Monroe 1991; Monroe, Barton & Klingemann 1991; Oliner & Oliner 1988; Tec 1986)。対して RC アプローチの側では状況内の要因の役割が強調されてきたが、それらの要因は行為者の一般的な選好とともに、誘因と機会のそのつどの布置と、それによる支援の是非の決定を規定していたものである (Gross 1994, 1997; Opp 1997; Varese & Yaish 2000, 2005)。発展型 MFS 説明によれば、両方の説明アプローチのグループは重要な論拠を含んでいるが、それ自体をとりだせば不十分である。

MFS 説明と実施された分析では、強く形成された向社会的指向の中心的意義が確証されている。しかし、向社会的指向があまり強く形成されていない場合でも支援が行われることがありえた。逆に、このような強い指向はユダヤ人への支援の十分条件ではなかった——とりわけ状況の定義がしばしば問題となり、この高費用状況で反省に要する高い動機づけに基づいている場合には。それゆえに自発的な救出行動に加えて、予想効用と予想費用を考量した後の支援の決定もあったのである。この事例は広義の RC アプローチの枠組みで一貫して説明されている。

第二次世界大戦におけるユダヤ人の救出についての発展型 MFS 説明は、RC アプローチがこの英雄的行為の説明に何も貢献しなかったという Monroe らによって引き出された結論とは矛盾している (Monroe, Barton & Klingemann 1990: 340)。このアプローチは一般化によってはじめて間違っただけの不完全な説明をもたらすだけである。他の誘因を無視した自発的な支援の決定が存在したのだが、それは RC アプローチでは少なくとも内在的には説明されないものである。既述の通り、これはとりわけ支援要請へ直面した場合に生じた。支援要請に関して仮定されたのは、それが支援への義務感を活性化し反省機会を狭める状況の定義を助けたということである。加えて強く形成された向社会的指向は自発的な支援の決定を促進していた。

このような不問のままの行為についての証拠は、ユダヤ人の救出者の回顧的語りに基づいて、これまで質的なかたちでのみ存在していた。本書で MFS に基づいて為された分析はこのイメージを主に多変量の統計学的手法によって確証している。既述の通り、関連性のあるすべての誘因変数について、向社会的指向あるいは支援要請の存在との交互作用効果が確かめられている。金銭的資源の用意、部屋の数、レジスタンスへの参加、多くの隣人の存在、およびリスク知覚は、行為者に特に強い向社会的指向がなく、そして支援要請に直面していなかった場合に限り、決定に強い影響力をもっていた。対して、最後に挙げた2つの条件が満たされていた場合、誘因変数のいずれから支援の決定に対する影響は生じなかった。

したがって、その結果得られた第二次世界大戦におけるユダヤ人の救出者のイメージは、これまで出されてきた説明アプローチよりも明らかに複雑である。MFS の特殊な交互作用仮説が使用データの問題や一般的な検出力問題のいずれにもかかわらず確証されているということは、発展型 MFS 説明を支持するものである。ただし、採用されている因果推論には不確実性が伴っており、——新しいサンプリングがこれからは不可能であるために——検証不可能な仮定に基づかざるをえない。加えて、本書で為された経験的な分析の結果に関しても代替となる説明の可能性がある。MFS の応用研究では、この一般的な問題は、代替となる説明の可能性が統計学的な交互作用について見出されたボタンを納得させられるものではないということによって相対化されることが多い。しかしながら、既存研究では代替となる説明の可能性が存在しており、ここでもその可能性があるので、簡潔に議論しておかなければならない。

既述の通り、支援要請への直面が偶然の出来事であることはほとんどなく、支援者を探している側の意識的な選択の結果であることが多かった。統計学的にこのことに伴って生じる問題は、支援要請の存在の効果が、この選択を導き出した観察されていない他の諸要因の結果でもありうるということである。とりわけ、支援への適切な機会や高い誘因をもつような人々が系統的に支援を請われたと仮定できるかもしれない。考慮された誘因指標や機会指標以外に、要求を受けた人々には測定されていない他の機会ないし誘因があり、まさにその理由から要求を受けていた可能性がある。この可能性が事実である場合において、支援要請があった場合の（リスク知覚を除く）測定された誘因の平均的な無関連性は、一次的には観察されていない異質性の表れであり、自動的－自発的モードの行為の現れではないという可能性もある。

しかしながらさまざまな理由から、このような選択過程のみが誘因効果の消失を説明することができるといふことはありそうもないことだと思われる。すなわち、疑いなく意義のある一連の誘因指標および機会指標を測定し考慮することができたということである。それゆえありうるのは**第一に**、観察されていない機会ないし誘因が、金銭的資源の用意、部屋の数、レジスタンスへの参加、および多くの隣人の存在と関連していたということである。これが事実である場合、観察されていない異質性の問題は顕著に減少する。**第二に**、支援の誘因の高さと支援の機会の適切さが眼前にある誘因変数によって変異していたということである。その大きさから独立して支援の原理的な可能性と用意が生じていた場合であっても、rc モードの決定はやはり、支援の機会の**適切さの程度**や支援の誘因の**高さの程度**に従属していたと考えられよう。それゆえ、これらの変数からそれ以上の効果が生じないということは、要求を受けた者の意識的な選択によっては完全には説明されないと思われる。**第三に**、自発的な支援の決定が広く流布していたことは質的な証拠によっても支持されているということである（本章第2節を参照）。**第四に**、つねに完全なあるいはもっぱら系統的な選択のみが起こっていたということは、つねにまったく偶然に選択されていたというのと同じくらい非現実的だと、結局は仮定できるだろうということである。集合的な救出活動が組織されておらず、ユダヤ人が恐怖から隠れ家を探していた場合にまさに、しばしば見知らぬ人物による自発的な〔支援〕要求が起こっていたのである（例えば、Tec 1986:

40ff. における報告を参照)。

本書の枠組みおよび使用データの観点では、行為理論的仮説の検証ということが主題であった。しかしながら、[支援] 要求と向社会的指向の規定因の分析においてすでに示されているのは、発展型 MFS 説明が多様な社会過程を示しているということである。時間的に非常に距離のある社会化の影響やそれぞれの国の政治的文脈の影響に加えて、地域における集合的行為の過程がとりわけ興味深い。すでに Gross (1994) によって強調されているのは、たいていの救出活動が**集合的行為**の事例であったということである。このことは本書の発展型 MFS 説明と矛盾しない。というのも、集合的な行為連関へ埋め込まれている場合であっても、それぞれの事例で支援活動へ参加するか否かの個人的な決定が存在していたからである。むしろ本書でとりあげられている諸変数は、それぞれのミクロ状況と背景で進行しているさらなる社会的過程との間のインタフェースとみなすことができる。このことは例えば、追跡されているユダヤ人から直接ではなく、「仲介者」によって為された「支援」要求が多数の事例で担っていた中心的な役割に当てはまっている。後者の事例は多かれ少なかれ組織された支援ネットワークの中で行われることが多かった。同様に、地域の権威によってある要求における忠誠心コンフリクトの可能性が解消されたり規範が活性化されたりしたということの意義も示唆された。この点で MFS 説明は、フレーミング過程を社会運動の中心的な成功条件と捉えている文献 (Benford & Snow 2000) に接続している。同じことは、関連性があると同定された機会構造の構成要素に当てはまっている。集合的な救出活動の組織者は、使用できる金銭的資源およびリスク知覚に系統的に影響を与えようとしたことができた (Gross 1994: 467)。したがって、包括的な社会学的分析にとって実際に必要なのは、道徳的ではない動機づけ、状況内の要因、およびそのつどの動員文脈と結び付いた道徳的動機づけを考察することである (Gross 1994: 467)。実際、これらの側面は互いに結び付けられないまま併置できるものではなく、それらの条件付きの有効性を行為理論的に分析することによって、因果関係として適切な説明を達成しなければならないのである。

原 注

- 10) 加えて Oliner と Oliner が指摘しているのは、支援のこの歴史的な文脈において、予想される社会的承認の意義が最小化されたということである。ユダヤ人の救出は単に法的に禁止されていたのみならず、通常、社会的に共有され周知されている規範と矛盾していたか、あるいは少なくとも社会的にはほとんど望ましくはなかった (Oliner & Oliner 1988: 6)。他方でレジスタンス運動の意義は過小評価されるべきではない。この運動に支援者の大部分が属し、その内部では別の規範が妥当していた部分もあったのである。
- 11) このデータの既存の分析で用いられた戦略にはさまざまな理由から問題がある。Oliner と Oliner (1988) は、彼らの2変量分析において統制サンプルの「積極的な」部分を一部単純に排除している。これは、多変量解析の技術に移行するやいなや検出力を決定的に喪失してしまう。Varese と Yaish (2000, 2005) は「積極的な者」のグループを救出者と同定された者に割り当てている。これが従属変数の定義と矛盾しているのは、「積極的な者」の相当の部分がもっぱら反抗に積極的であって、ユダ

ヤ人や他の人々を個人的に支援することはなかったからである。このコーディングの問題が明らかになるのは、Varese と Yaish が（独立に挙げられる）反抗への参加を同時に「支援」の予測子として用いる場合である。従属変数との極端に強い連関を人工的に引き起こすと、彼らのロジスティック回帰モデルではいわゆる完全識別の問題が結果する。認められるのは、これが極端に強く極端に不確実に評価され、それゆえ有意ではない反抗への参加の効果だということである（オッズ比 87,378）（Varese & Yaish 2000: 321）。

- 12) レジスタンス運動と支援の関係において、より高い誘因によって媒介された因果的連関ではなく、共通の原因によって生じる相関関係が問題となる場合であっても、正の回帰係数が予想される。例えば、人々が自身の価値態度と政治的信念に基づいてユダヤ人を支え、かつ、レジスタンスに参加していたということもありうる。
- 13) 両指標間の統計学的に高い有意な相関は 0.35 に達している（Kendall の tau-b）。両指標のうちの 1 つが妥当な値を示していない事例では、それぞれもう一方の指標のみに依拠した。
- 14) この問題の原因は質問紙の進行指示にある。リスクの知覚は 2 箇所でのみ問われた。すなわち、第一に、ユダヤ人の救出者と同定された者および統制サンプルの「積極的な」メンバーによって自身の活動の語りに続いて挙げられた。統制サンプルの「消極的な」メンバーはここでは外されたままである。第二の設問は、戦時中に支援要請が拒否されたかどうかという問いに続けられた。
- 15) ただし、ユダヤ人を支援した回答者が自己評価をこの行為に回顧的に適用したということは排除されない。このような合理化のテスト可能な含意は、向社会的指向が支援者のグループ内では、非支援者のグループ内よりも分散が小さいということであろう。しかしながらそれに対応するテストが明らかにしているのは、この変数が両方のグループでその値域全体に達しているということ、そしてグループ間に有意な分散の相違は生じていないということである。
- 16) 欠損値のある観察を除くと、第一のモデルにおける観察の数は、もとの 548 のうちの 286 になる。この減少の大きさを説明するのはとりわけ、最初の 110 のインタビューで事前に短縮版の質問紙調査が行われ、そのため一連の変数全体が欠損値を示しているということである（Oliner & Oliner 1988: 266）。
- 17) このことは本書では叙述されていない追加分析において示されているのだが、その分析では、特に強い向社会的指向は示していない回答者の部分サンプルについてモデル 1 が評価された。このような下位グループ分析は関連性のある誘因変数が同定される場合に役に立つものとなりうる。そのため MFS によって理論的に予想されるのは、特定の変数が場合によっては部分サンプルにおいてはじめて可視的になり、rc [反省的-計算的] モードの選択において支配的になるということである（同様の点について、Kroneberg, Heintze & Mehlkop 2010）。この追加分析では、金銭的資源の影響力が明らかにより強くなっている（ $\beta^{SY} = 0.90$, $p < 0.01$ ）。
- 18) 統制変数としてモデル 1 ではさらに、年齢、性別、および回答者の教育歴を含む。示されている通り、支援の確率は年齢とともに増加し（ $\beta^{SY} = 0.04$, $p < 0.01$ ）、中等教育修了者 [abgeschlossene Lehre] では中等教育を修了していない者よりも高い（ $\beta^{SY} = 0.64$, $p < 0.10$ ）。そのため、可能である限り以下のモデルでも年齢と教育歴は統制されている。
- 19) Varese と Yaish (2005) の結果との相違は、従属変数の妥当な操作化、および第三変数の考慮に基づいているが、その影響はモデル 5 では統計学的に除かれている。Varese と Yaish のように第三変数を見捨てる、ここでも実質的な正の交互作用が生じるが、それでも依然として統計学上の慣習的な有意水準には達しない。N = 488 の事例数で、このモデルは積項について β^{SY} 係数を 0.93 の高さで評価している（ $p = 0.225$ ）。最小の向社会的指向における支援要請の効果は 0.40（ $p = 0.451$ ）となり、支援要請のない場合の効果は 0.63（ $p = 0.245$ ）となっている。

- 20) 多重代入法ではそれぞれの事例の代入モデルの誤差の散らばりに基づいて、多数の代入が行われる。以下で報告される回帰モデルはこのように補完された50のデータセットに基づいているが、そこでは欠損値が代入によって置換されている (Roysten 2005a, b; Van Buuren, Boshuizen & Knook 1999)。どの予測子についても、表で報告されている中程度の回帰係数と中程度の標準誤差が算出されている。多重代入法は、偶然的な欠損値という仮定に基づいている。しかしながら既存の応用事例では、支援要請がなく率先的でもなかった事例すべてについて、リスク知覚が系統的に欠けている。そのためリスク指標の多重代入法の枠組みでは、リスク測定による部分サンプルの選択性はサンプル全体と比較して統計学的に統制されなければならなかった。そのために、さらに下記の多項ロジスティック回帰モデルが用いられたが、このモデルは支援要請があり、率先した支援に到ったのか、それとも一方または他方がなかったのかを予測するものである。支援要請に直面したこと、ないしは、率先して支援を行ったことについての予測確率は、**代入モデルの内部では選択性修正のための追加の予測子として**考慮された。リスク知覚一般と自身の家族に対するリスクについては、別々の代入モデルが特定され、代入値が後から加算的に1つの指数へまとめられた。定数および**両方**のリスク指標への有意な効果は3つの予測子から生じている。すなわち、回答者の世帯の金銭的資源が多くなるほど、リスク知覚は小さくなった。対して多くの隣人の存在はそれを高めた。父子家庭で育った回答者はより小さくリスクを知覚したである。手続き様式、用いられた変数、および代入モデルの結果の詳細な記述は、著者から入手できるし、出版社のインターネットサイトで追加章 (Kroneberg 2011b) としてダウンロードできる。
- 21) パラメータの数を制限するため、ここでは支援要請の存在のみが統計学的に統制されている。両方の調節変数との間に予測される交互作用効果の同時評価は事例数の少なさのため不可能である。
- 22) リスク知覚と支援要請の存在との交互作用をとりあげることに意味がないと考えられるのは、この変数の特殊な形成ために、つまり支援要請のなかった事例のために代入が行われたためである（その場合には率先した支援が為されなかった）。
- 23) この下位グループによって、誘因効果に対するこの2つの調節変数の共通の作用を少なくとも部分的には探求することが可能となっている。MFS 仮説4の完全なテストは、三重の交互作用の評価と、したがってとりわけ非常に大きな事例数によって為されうだろう。
- 24) 部屋数の場合は一般に、向社会的指向に対する誘因効果の従属を示す証拠は生じていない。金銭的資源については、予想されない（統計学的に有意ではないものの）バタンの生じているが、それにしたがうと、向社会的指向が弱く形成されている場合、より多くの金銭的資源は支援への傾向を低くする傾向にある。
- 25) レジスタンスへの参加の正の誘因効果は向社会的指向によって強く減少し、向社会的指向の強い回答者にとって統計学的に負の効果としてすら評価されている。ただしこの下位グループ分析の事例数が少ないため、この負の条件つき効果を実質的に解釈することには問題があると思われる。
- 26) リビアの場合、ユダヤ人人口の割合は1936年で評価することができた。そのために、de Felice (1985) のデータに基づき、リビアの29の都市におけるユダヤ人の人数 (28,191) を加算し、同年の住民人口全体 (817,400) で除した。ユダヤ人の人数は、外国の当局による記録にある1942年10月15日付のデータとも一致している。そのデータでは、およそ28,430人のユダヤ人がリビアに居住している (United Restituion Organization 1962: 108ff.)。SSゾーンの系統的な絶滅政策とは異なり、リビアにおけるユダヤ人の国外追放の目標はとりわけ強制労働施設への収容にあった (United Restituion Organization 1962: 109)。
- 27) 1939年の国勢調査によれば、ソヴィエト連邦全体に対するユダヤ人人口の割合は1.77パーセントとなる (3,020,000を170,467,000で除している) (Wellers 1978: 31)。しかしながら、APPBI計画が扱っ

たナチス支配の下でのユダヤ人の救出に対しては、これは関連性のある文脈ではない。この文脈は、ウクライナや白ロシアのソヴィエト社会主義共和国のような、ドイツの部隊に征服されたソヴィエト連邦の地域にある。これらの地域ではユダヤ人人口の割合は明らかに高く、ドイツのポーランド侵攻を逃れたユダヤ人難民によってさらに高まっていた (Robel 1991: 500ff. を参照)。そのため、ユダヤ人人口の割合の情報として、1939 年のウクライナ・ソヴィエト社会主義共和国 (4.9 パーセント) および白ロシア・ソヴィエト社会主義共和国 (6.7 パーセント) に基づくこととした (Robel 1991: 501)。それぞれの住民人口全体による重みづけを行った上で、平均値の 5.17 パーセントを用いている。これらの地域で起こった途方もない規模のユダヤ人に対するジェノサイドは周知のとおりである。ソヴィエト連邦のこの部分が SS ゾーンに含まれるかどうかには疑問の余地がある。

- 28) 可能な限り現実主義的な共分散パターンに基づいた。叙述されている予測確率が言及しているのはギムナジウムを卒業している男性回答者たちであり、開戦前には特別な活動はしておらず、ユダヤ人へ特に強い同一視をすることもなく、レジスタンスのメンバーでもなく、活動的な家族成員ももたず、自身はナチスから迫害を受けていなかったが、ユダヤ人と一貫して接触があり、ナチスによるユダヤ人の迫害を聞き知っていた者である。さらに仮定されたのは、自身の家族を持たずに生活していた人々、世帯の主たる家計支持者、幼少期に年少のきょうだいがいた者、父子家庭ではなかった者である。最後に多くの — ユダヤ人も含む — 隣人のいる都市の居住地が仮定された。計量的なものとして扱われた残りの変数はその中央値で評価された。

訳 注

- 二) 本書第 6 章「民主国家における投票参加」(高橋訳)を参照のこと。全文が大阪薬科大学学術情報レポジトリ内にある。

<https://oups.repo.nii.ac.jp/?action=pages_view_main&active_action=repository_view_main_item_detail&item_id=142&item_no=1&page_id=13&block_id=21>

- 五) 狭義および広義の RC (アプローチ) という分類は、Opp 1999 に由来する。本書第 2 章第 2 節から引用する。「狭義の RC アプローチは、極限的事例では、行為者が完全情報を有していること、および、利己主義的な選好と (例えば、収入、権力、実刑判決といった) もっぱら『ハード』で客観的な制約のみが行為にとって有意であることから出発する。[中略] 広義の RC 理論では、上に挙げた制約仮定のうちの一つ、いくつか、あるいはすべてが撤廃されている」。
- 六) 本書が取り扱っているフレーム選択モデルの提唱者は H. Esser であるが、その旧来のバージョンに対する諸批判、および、著者による発展型の意義の解説は、Kroneberg 2005 を参照のこと。
- 一二) MFS では、フレーム選択、スクリプト選択、および行為選択のそれぞれにおいて、モード選択が問題となる。as [自動的-自発的] モードの選択は選択肢間の費用-効用の考量が為されないで行われる選択、rc [反省的-計算的] モードの選択は選択肢間の費用-効用の考量が為されて行われる選択である。この 2 つのモードの区別は、認知心理学の二重過程理論 [dual process theory] に基づいている。
- 一七) 本章前半 (第 3 節) で主張されている**架橋仮説 1** は次の通りである。「支援要請には、状況を『生存の危機にあり支援を必要とする人を助ける可能性』として定義し、他の競合する諸観点を背景に押しやることを容易にする傾向があったと考えられる」。
- 一八) 本章前半 (第 3 節) で主張されている**架橋仮説 2** は次の通りである。「支援要請において、支援を求める人のアイデンティティは競合する 2 つのフレームの適合度と系統的に結び付いていた。有意義であったのは例えば、要請を受ける人との社会的関係、知己、あるいは身なり (例えば、特殊な仕事

服や強制労働者に典型的なメルクマール)である」。

一九)本章前半(第3節)で主張されている **MFS 仮説 1** は次の通りである。「支援要請の存在([支援フレームの]より高い適合度 m_i 、[支援スクリプトの]より高い接近可能性 $a_{j|i}$ 、より低い反省機会 p)によって、支援への傾向が高まり、この傾向に対する他の誘因の影響が低くなりやすくなった。自発的な決定を促進するその多様な作用に基づき、支援要請への直面によってしばしば、支援の決定が他の誘因からまったく独立して為されるということが生じた」。

二〇)MFSでは、選択されるフレーム、スクリプト、行為それぞれに活性化の重み(activation weight)があり、それらが反省閾値以上であれば、おのおのがasモードで活性化し、閾値を下回ればrcモードで代替選択肢と考量されるとモデル化される。それぞれの活性化の重み、およびそれら3種の選択に共通の反省閾値は、いずれも主観的な変数であり、直接知覚可能な状況メルクマールおよび行為者の特性のみから生じる。

二一)本章前半(第3節)で主張されている **MFS 仮説 2** は次の通りである。「潜在的な支援者において、支援への規範的、個人的な義務感がより強く形成されていたほど([支援スクリプトの]定着 a_j)、この人物は支援をするようになり、支援の傾向に対する他の誘因の影響は低くなりやすかった」。

二二)本章前半(第3節)で主張されている **MFS 仮説 3** は次の通りである。「問題となる可能性のあるフレーム選択とスクリプト選択、および高い反省動機づけに基づく、支援への強い義務感があっても、それだけでは支援の自発的な決定にはほとんど不十分であったろう」。

二三)本章前半(第3節)で主張されている **MFS 仮説 4** は次の通りである。「支援への義務感が強く形成されており、かつ、その人物が支援要請に直面した場合($m_i \uparrow$, $a_{j|i} \uparrow$, $a_j \uparrow$, $p \downarrow$)、他の諸誘因からまったく独立した自発的な支援の決定が生じることが優勢であった」。

二四)本章第1節ではユダヤ人救出の「歴史的背景」について記述されている。

二五)本章第1節を参照。

文 献

- Alwin, D. F., Cohen, R. L. & Newcomb, T. M., 1991, *Political Attitudes over the Life Span: The Bennigton Women after Fifty Years*. Wisconsin: The University of Wisconsin Press.
- Baron, L., 1988, The Historical Context of Rescue. S. 13-48 in: Oliner, S. P. & Oliner P. M. (Hg.), *The Altruistic Personality: Rescuers of Jews in Nazi Europe*. New York: The Free Press.
- Behnke, J., 2005, Lassen sich Signifikanztests auf Vollerhebungen anwenden? Einige essayistische Anmerkungen. *Politische Vierteljahresschrift*, 46: O-1-O-15.
- Benford, R. D. & Snow, D. A., 2000, Framing Processes and Social Movements: An Overview and Assessment. *Annual Review of Sociology*, 26: 611-639.
- Brewer, W. F., 1986, What is Autobiographical Memory? S. 25-49 in: Rubin, D. C. (Hg.), *Autobiographical Memory*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Coleman, J. S., 1990, *Foundations of Social Theory*. Cambridge, MA: Behlnap Press.
- De Felice, R., 1985, *Jews in an Arab Land; Lybya, 1835-1970*. Austin: University of Texas Press.
- Elster, J., 1989, *The Cement of Society. A Study of Order*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fein, H., 1979, *Accounting for Genocide. National Responses and Jewish Victimization during the Holocaust*. New York: The Free Press.
- Finkel, S. E., 2008, In Defense of the „Wide“ Rational Choice Model of Collective Political Action. S. 23-35 in: Diekmann, A., Echner, K., Schmidt, P. & Voss, T. (Hg.), *Rational Choice: Theoretische Analysen und*

- empirische Resultante*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Geras, N., 1995, *Solidarity in the Conversation of Humankind: The Ungroundable Liberalism of Richard Rorty*. London: Verso.
- Gross, M. L., 1994, Jewish Rescue in Holland and France during the Second World War: Moral Cognition and Collective Action. *Social Forces*, 73: 463–496.
- , 1997, *Ethics and Activism: The Theory and Practice of Political Morality*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gurajati, D. N., 2003, *Basic Econometrics*. Boston: McGraw-Hill.
- Kroneberg, C., 2005, Die Definition der Situation und die variable Rationalität der Akteure. Ein allgemeines Modell des Handelns. *Zeitschrift für Soziologie*, 34: 344–363.
- , 2011a, Zusatzkapitel 2 zu „Die Erklärung sozialen Handelns“: Statistische Modellierung und Testbarkeit des Modells der Frame-Selektion. URL: <http://vs-verlag.de/tu/Kroneberg-Erklärung>. Stand: 01.06.2011.
- , 2011b, Zusatzkapitel 4 zu „Die Erklärung sozialen Handelns“: Multiple Imputation des wahrgenommenen Risikos in der Analyse der Rettung von Juden im Zweiten Weltkrieg. URL: <http://vs-verlag.de/tu/Kroneberg-Erklärung>. Stand: 01.06.2011.
- Kroneberg, C., Heintze, I. & Mehlkop, G., 2010, The Interplay of Moral Norms and Instrumental Incentives in Crime Causation. *Criminology*, 48: 259–294.
- Kroneberg, C., Yaish, M. & Stocké, V., 2010, Norms and Rationality in Electoral Participation and in the Rescue of Jews in WWII: An Application of the Model of Frame Selection, *Rationality and Society*, 22: 3–36.
- Lacy, M. G., 1997, Efficiently Studying Rare Events: Case-Control Methods for Sociologists, *Sociological Perspectives*, 40: 129–145.
- Li, K.-H., Raghunathan, T. E. & Rubin, D. B., 1991, Large-sample significance levels from multiply imputed data using moment-based statistics and an F reference distribution. *Journal of the American Statistical Association*, 86: 1065–1073.
- Mood, C., 2010, Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do And What We Can Do About It. *European Sociological Review*, 26: 67–82.
- Monroe, K. R., 1991, John Donne’s People: Explaining Differences between Rational Actors and Altruists through Cognitive Frameworks. *The Journal of Politics*, 53: 394–433.
- , 1996, *The Heart of Altruism: Perception of a Common Humanity*. Princeton: Princeton University Press.
- Monroe, K. R., Barton, M. C. & Klingemann, U. 1990, Altruism and the Theory of Rational Action: An Analysis of Rescuers of Jews in Nazi Europe, *Ethics*, 101: 103–122.
- , 1991, Altruism and the Theory of Rational Action: An Analysis of Rescuers of Jews in Nazi Europe. S. 317–352 in Monroe, K. R. (Hg.), *The Economic Approach to Politics: A Critical Reassessment of the Theory of Rational Action*. New York: Harpers Collins Publishers.
- Oliner, S. P. & Oliner, P. M., 1988, *The Altruistic Personality: Rescuers of Jews in Nazi Europe*. New York: The Free Press.
- Opp, K.-D., 1997, Can Identity Theory Better Explain the Rescue of Jews in Nazi Europe than Rational Choice Theory? *Research in Social Movements, Conflicts and Change*, 20: 223–253.
- , 1999, Contending Conceptions of the Theory of Rational Choice. *Journal of Theoretical Politics*, 11:

171-202.

- Robel, G., 1991, Sowjetunion. S. 499-560 in: Benz, W. (Hg.), *Dimension des Völkermords. Die Zahl der jüdischen Opfer des Nationalsozialismus*. München: Oldenbourg.
- Roberts, B. W. & Del Vecchio, W. F., 2000, The Rank-Order Consistency of Personality Traits from Childhood to Old Age: A Quantitative Review of Longitudinal Studies, *Psychological Bulletin*, 126: 3-25.
- Roysten, P., 2005a, Multiple imputation of missing values: update. *The Stata Journal*, 5: 188-201.
- , 2005b, Multiple imputation of missing values: Update of ice. *The Stata Journal*, 5: 527-536.
- Searing, D., Wright, G. & Rabinowitz, G., 1976, The Primacy Principle: Attitude Change and Political Socialization, *British Journal of Political Science*, 6: 83-113.
- Sears, D. O., 1981, Life-Stage Effects on Attitude Change, Especially among Elderly. S. 183-204 in: Kiesler, S. B., Morgan, J. N. & Oppenheimer, V. K. (Hg.), *Aging: Social Change*. New York: Academic Press.
- , 1983, The Persistence of Early Political Predispositions: The Roles of Attitude Object and Life Stage. S. 79-116 in: Wheeler, L. & Shaver, P. (Hg.), *Review of Personality and Social Psychology (Vol. 4)*. Beverly Hills: Sage.
- StataCorp., 2007, *Stata user's guide. Release 10*. College Station, TX: Stata Press LP.
- Tec, N., 1986, *When Light Pierced the Darkness: Christian Rescue of Jews in Nazi-occupied Poland*. Oxford: Oxford University Press.
- United Restitution Organization, 1962, „Judenverfolgung in Italien, den italienisch besetzten Gebieten und in Nordafrika. Dokumentensammlung.“ Frankfurt am Main: United Restitution Organization.
- Van Buuren, S., Boshuizen, H. C. & Knook, D. L., 1999, Multiple Imputation of Missing Blood Pressure Covariates in Survival Analysis. *Statistics in Medicine*, 18: 681-694.
- Varese, F. & Yaish, M., 2000, The Importance of Being Asked: The Rescue of Jews in Nazi Europe. *Rationality and Society*, 12, 307-334.
- , 2005, Resolute Heros: The Rescue of Jews During the Nazi Occupation of Europe. *European Journal of Sociology (Archives Européennes de Sociologie)*, 46: 153-168.
- Visser, P. S., Krosnick, J. A. & Lavrakas, P. J., 2000, Survey research. S.223-252 in: Reis, H. T. & Judd, C. M. (Hg.), *Handbook of research methods in social and personality psychology*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Wellers, G., 1978, Die Zahl der Opfer der „Endlösung“ und der Korherr-Bericht. Aus *Politik und Zeitgeschichte. Beilage zur Wochenzeitung Das Parlament*, 30: 22-39.
- Xie, Y. & Manski, C. F., 1989, The Logit Model and Response-Based Samples, *Sociological Methods and Research*, 17: 283-302.