

民主国家における投票参加

クレメンス・クローネベルク, 高橋顕也 (訳)

Voter Participation in Democracies

Clemens Kroneberg, translated by Akinari TAKAHASHI

(Received October 24, 2016; Accepted November 25, 2016)

Abstract The paper is the complete translation of the 6th chapter in *The Explanation of Social Action: Foundations and Applications of an Integrative Theory (Die Erklärung Sozialen Handelns: Grundlagen und Anwendung einer Integrativen Theorie)* by C. Kroneberg who is a German sociologist advocating The Model of Frame Selection, which is an influential action theory in German sociology. The paper verifies three hypotheses about voter participation, which is deduced theoretically from MFS, and confirms the effectiveness of the model.

Key words — the model of frame-selection, rational choice theory, action theory, voter participation

投票参加は民主国家における政治参加の最も簡単かつ最も重要な行いだとされてきた (Aldrich 1993; Brady, Verba und Schlozman 1995). それゆえ, この政治的行為を説明する際に合理的選択 (RC) アプローチがはじめから無能力であるということが, RC アプローチに対する経験的批判の最も顕著な例となっているということは, あまり驚くことでもない. Downs による古典的な RC 分析が述べるところによると, 合理的な決定者は十分なサイズの選挙母体では投票に参加しないと考えられるが, それは, 自身の票がほぼ確実に選挙結果に対して無意味だからである (Downs 1957). この帰結と経験的に見られる投票参加との矛盾がいわゆる投票行動のパラドクスである. 他の事例とは異なり, このパラドクスは RC アプローチの枠組みでの理論展開を刺激し, Downs 流の投票者計算の一連の拡張をもたらした. この展開については次章で選択的にとりあげる. その際ははっきりと示されるのは, 狭義の RC 理論, 経験的批判, 広義の RC 理論, 科学理論的批判という, すでに 2 章 2 節で分析された一連の流れである. そこから結果する困難のため, 一部には, もともと経験的にはよく確かめられていた投票参加の広義の RC 理論を放棄するところまで到達

たのである (Becker 2001, 2002; Jankowski 2002).

投票参加の説明にフレーム選択モデル (MFS) を応用することによって, この理論上の手詰まりからの脱出口が示される. その応用によって, 以前は対置されていたものが統合され, 経験的に検証可能な新しい仮説がもたらされる. 投票参加をめぐる MFS 説明の展開の妥当性に対する最初の手がかりは, 既存のいくつかの経験的研究からすでに得られている. しかし, MFS 相互作用仮説のより包括的で直接のテストは, 本書の二次分析においてはじめて為されることになる (ただし既存の Kroneberg 2006 も参照のこと).

1. RC アプローチにおける投票参加の説明

1.1 投票行動のパラドクス

RC アプローチの枠組みで投票参加をはじめて系統的に扱い, 現在までに古典となった業績は, Anthony Downs の「民主主義の経済学理論」にまで遡る (Downs 1957). Downs はまず, さまざまな代替選択肢-政党 A への投票, 政党 B への投票, および投票棄権-から期待効用を最大化するという意味で合理的な決定の帰結として投票参加をモデル化した. 最も選好する政党 A への投票か

ら得られる期待効用は以下のように表現される。

$$EU(A) = pB - C$$

パラメータ C (=Costs) は投票参加の費用を示している。投票者は時間を費やし、登録を行い、投票所へ行き、投票行為を行わなければならない。加えて、投票の前に情報費用が生じる。時間は稀少資源であるため、投票者にとって、代わりに時間を使うことができたはずの他の活動の効用が失われてしまう。投票の費用とは何よりもこの種の機会費用である。つまり、 $C > 0$ と仮定することができる。パラメータ B (=Benefits) は、いわゆる政党格差を代表している。それは、投票者が第一選好である政党 A の政権獲得から期待される、政党 B と比較した効用差異を示している (Pappi 2002: 632)。どの政党が政権を得ても違いがない投票者には、投票に参加するいかなる理由もない (Blais 2000: 1)。 B はこの場合は 0 に等しくなり、投票参加による費用だけが生じるだろう。投票者の決定にとっては、自身の参加から期待される収益が問題となる。そのため B はさらに、その有権者が**自身の投票によって**政党 A の選挙における勝利をもたらす確率 p によって加重される。つまり、政党 A がこの投票者の票がなくても選挙に勝つあるいは負ける場合、やはり彼にとっては選挙に参加する理由がない。したがって、上記のモデルで投票者が選挙に参加するのは、彼が十分な確率でもって**決定者である**、すなわち、彼の票によって結果が決まるという前提のもとでのみである。小選挙区制の場合、 p は、両方の政党が当該の投票者の票がない場合にまったく同数の票を獲得するか、または、第一選好が当該の投票者の票がない場合に、もう一つの政党よりちょうど 1 票少なく得票する確率を示している。世界の第一の状態では、当該の投票者は自身の第一選好への投票によってその勝利に貢献することができ、第二の状態では、その敗北を阻止することができる。どのようにしてこの二つの世界の状態の生起確率を算出するかに関わりなく (Mueller 2003: 304f. を参照)、この確率が十分なサイズのあるどんな選挙母体においても無限小で

あるということは妥当する。

投票参加が最小の費用に結び付いている場合でも、この費用は期待される収益よりも大きくなるので ($C > pB$)、このモデルは、合理的な投票者が大きな選挙母体では投票に参加しないだろうと予測する。明らかにこれは、西側の民主国家で通常、有権者の過半数が国家規模の選挙に参加しているという経験的事実と矛盾する (Blais 2000: 2; Klein 2002: 35)。そのため、Downs のモデルのパーспекティヴから投票ないし投票者のパラドクス („paradox of voting“) が言われるのである。RC アプローチの中で、投票行動のパラドクスに対する多数の解決の提案が展開された (例えば、Geys 2006; Mensch 1999 による叙述を参照)。この点から以下では、特に卓越した理論をとりあげたい。まずは投票参加についての狭義の RC 理論を、つづいて広義の RC 理論を叙述し議論する。

1.2 ミニマックスの後悔とゲーム理論的アプローチ

狭義の RC 理論によって投票行動のパラドクスを解決しようとする二つの卓越した試みが、Ferejohn と Fiorina によるモデル、およびゲーム理論的アプローチである。Ferejohn と Fiorina (1974) は、決定者である確率が無限小であるという問題を回避するために、**不確実性のもとにある**決定から出発する。つまり、投票者が決定に有意な結果に主観的確率を当てはめられる状態ないと仮定するのである。決定規則としては、最大の後悔の可能性の最小化 (「ミニマックスの後悔」) が想定される。多くの投票者にとって最大の後悔が生じるのはまさに、自分が投票に行かずに、その後、自分の票が結果を左右したことが明らかになる場合であろう。この結果の回避ということで、このモデルは投票参加を説明する。しかしながら、この上なく保守的な「ミニマックスの後悔」という決定規則から出発するこのモデルは理論的に疑わしい (Aldrich 1997: 381; Mueller 2003: 308)。加えて、経験的研究の結果は、この種の回避が投票参加の主要動機であるという見解に反駁している (Blais 2000: 67)。それゆえこ

のモデルは投票参加の不十分な説明であるとみなされている (Blais 2000: 5f., 79f.; Mensch 1999: 175ff.; Mueller 2003: 307f.).

同じことがゲーム理論の説明アプローチにも当てはまる。このアプローチは、有権者が他の行為者の行動に戦略的に関わっているということから出発する (Palfrey und Rosenthal 1983, 1985)。どの有権者も、合理的に他のすべての有権者が Downs のモデルにしたがって投票に行かないだろうということを知っている。しかしこの場合、自分の票が結果を左右するであろうし、 $B > C$ となる限り投票参加が利益をもたらす。一般に、より少なく他の参加者を期待するほど、より早く参加するようになるだろう。ところが、Palfrey と Rosenthal によるゲーム理論の最初のモデルによって、非現実的な予測をももたらされた (Mensch 1999: 118; Palfrey und Rosenthal 1983: 46f.)。対して最近の業績では、投票参加についての経験的により現実的な予測と、集合体におけるその規定因 (投票費用、投票結果の稀少性、集団サイズ) を得ることに成功しているが、それらは実験によっても確かめられている (Levine und Palfrey 2007)。しかしながら、経験的な投票参加の理解に対する試行された実験の貢献には疑義が挟まれている。被験者たちは 100 ラウンドから成る抽象的な「参加ゲーム」を集団サイズと参加費用を変異させて行った。加えて、自分の参加行動によって可能な限り多くの金銭を得ることが重要であるという指示が与えられた。この人工的な条件のもと、著者たちが次のような結論に達したのも不思議ではない。すなわち、「……投票行動は高度に戦略的であり、投票者は投票の費用と決定者でありうる可能性の両方に応答する」 (Levine und Palfrey 2007: 156)。被験者を、戦略的行動がゲームをする上で唯一意味のある仕方であると思われる状況の定義へ導いている限りで、これは人工物である。対し

て現実の投票の文脈では、投票者が自身の参加を他の行為者の参加に対して戦略的に調整しているという証拠は欠けている。むしろその証拠が示しているのは、投票行動についての広義の RC 理論にとりいれられているように、道具主義的ではない参加動機の意義である。

1.3 市民の義務としての投票、選好開示としての投票

Riker と Ordeshook (1968) は Downs 流の投票者計算をモデル化するために、投票参加において費用 C のみが負担されるのではなく消費効用も生じ、それは最終的にどの政党が選挙で勝利するかとは独立であるということ仮定する。この投票参加の効用はパラメータ D にまとめられ、それにしたがって投票参加の期待効用は次のように拡張される。

$$EU(A) = pB - C + D$$

Riker と Ordeshook は例として投票参加から得られる消費効用の源泉の 5 つの可能性を挙げている (Klein 2002: 36; Riker und Ordeshook 1968: 28f.)。すなわち、(1.) 民主国家における市民は参加すべきであるという投票規範との一致の体験、(2.) 政治システムに対する忠誠の感覚を表現することができる可能性、(3.) ある政治的代替選択肢に対する自身の選好を表現する可能性、(4.) 投票参加の体験としての価値、エンターテイメントとしての価値、および (5.) 政治的有効性ないし重要性の感覚である。Riker と Ordeshook によって導入された D パラメータは、せいぜいまず市民の義務 („civic duty“), つまり投票規範の遵守から結果する効用として解釈されている (例えば, Aldrich 1997: 378; Mueller 2003: 306)。したがって確かに、この追加パラメータは単に投票参加のみを説明しているのである¹。

1 pB 項が十分なサイズの選挙母体では 0 に漸近し、かつ投票規範が特定の政党に対するものではないので、投票所にいる投票者は代替選択肢間で合理的に決定することができない。自分の票が結果を左右するにもかかわらず、彼はランダムに投票するか、あるいはその勝利を選好するであろう政党を選ぶかのどちらかである。なぜなら、 pB は無限小であるものの、それでも 0 に等しくはないからである (Brennan und Lomasky 1993: 35)。後者の場合が意味しているのは、投票参加の説明にはまさに欠けていた道具主義的合理性の仮定が、投票決定の説明にはふたたび導入されるだろうということである (Brennan und Lomasky 1993: 36; Pappi 2002: 632)。問題なのは、この理論的な非一貫性ととも、すべての投票者が自分に関わってくる代替選択肢の間でほとんど無関心であるという経験的に疑わしい含意である。

投票決定、すなわち、特定の政治的選択肢の選択も矛盾なく説明できる可能性は、政治的な選好開示から得る消費効用の仮定にある。この考えは Brennan と Lomasky (1993) および Brennan と Hamlin (2000) がその表自的投票の理論の中で彫琢した。この論者たちによれば、Downs に依拠するアプローチは、誤ったアナロジーを根拠にしている。すなわち、市場文脈における消費決定と政治的な選択決定とのアナロジーである。投票者は、消費者が私的財の間で選択するようには、政党ないし候補者の間で選択をすることができない。なぜなら、彼個人の決定は彼が得るものを左右することがないからである。そのゆえ、彼の選択の対象は政治的選択肢そのものではなく、それに対応する選好開示の可能性である。投票者は道具主義的に行為するのではなく、表自的に行為するのである。このこともやはり追加パラメータによって投票者計算に統合される。L 項は、特定の政党に対する選好の開示から生じる効用のために立てられるが、もちろん投票結果には依存しない。

$$EU(A) = pB + L - C + D$$

このモデル化に基づいて、投票参加と投票決定の両者の無矛盾な説明が可能になる。pB が 0 に漸近する大きな選挙母体で、有権者が投票に参加する確率が大きくなるのは、市民の義務の遵守から得られる効用 (D) が大きくなる場合、ある政治的選択肢に対する選好開示の効用 (L) が大きくなる場合、および、投票参加の費用 (C) が小さくなる場合であろう。

1.4 投票参加の道具主義的理論への回帰

経験的研究で消費的誘因の説明力が確かめられているにもかかわらず (Blais 2000; Mueller 2003)、一部には、この種の参加行動の説明を意識的に放棄する向きがある。そのような文献の第一のグループでは、代わりに**社会的選好**を導入することによって投票参加を説明しようとしている (Coate und Conlin 2004; Edlin, Gelman und Kaplan 2007; Feddersen und Sandron 2006; Fowler 2006a)。

このグループの例として、Jankowski (2002) のモデルについて論じたい。投票行動のパラドクスに対するその解決提案には、政党格差 B が含まれている。ある投票者が選挙の結果を左右する確率が無限小でも、人々が明らかに投票に参加している場合、その説明として、この確率によって加重された政党格差が極端に大きいという可能性もある。それが可能なのは、他の行為者たちの行為によって生じる効用もとりにむ利他主義的な行為者から出発する場合である。この帰結指向の利他主義は道具主義的行為としての投票と矛盾しない (Jankowski 2002: 68)。他者の改善から得られる効用が生じるのは、その改善をもたらす政党への自身の票がその選挙の勝利を決定した場合のみである。それゆえ、利他主義者にとっての政党格差は、自身の財政上の効用に関わる政党格差とまったく同様に、結果を左右する確率によって加重される。しかし後者と異なり、それは現実に極端に大きくなりうる。なぜなら、福祉プログラムや租税形態による財政上の変化の総和は、その違いが個々人にとっては相対的に小さい場合であっても、すべての投票者を通して莫大なものになりうるからである。すなわち、自分の票が選挙の勝利を決定する確率は 1 対 100,000,000 であると仮定されるとすると、ある政党の統治プログラムの実行と他党のそれの (財政上の) 効用差異が 10 億ユーロとなるなら、少なくとも 5 ユーロの期待利得が生じ、それは自身の参加の費用を超過しうる。

Jankowski は、投票行動のパラドクスのこの解決が投票参加についての上記の広義の RC 理論よりも優れていると論じている。とりわけ彼のモデルは、戦略的な投票の存在を説明することができる。後者は、選挙に勝利するチャンスがもうない場合に、投票者が第一選好とは異なる代替選択肢を選ぶという点に示されている。投票者が自分の第一選好が選好する見込みが非常に小さい場合に他の代替選択肢を選ぶ場合、Jankowski によれば、このことはもっぱら pB への回帰のもとで、つまり道具主義的に説明される (Jankowski 2002: 71)。明らかにこの投票者は自分

の票を「無駄にしない」ことを望んでおり、したがって、投票に参加して選挙結果に影響を与えようとする (Blais 2000: 81 も参照のこと)。投票を純粋な消費性から考察することが不十分であるということを示している点で、このことが重大な論拠となっているのである。

もっとも逆に、投票行動の道具主義的ではない理論のみによって説明される経験的事実も示されている。つまり、選挙に勝利するチャンスがなかったり、さらには選挙結果がすでに決まっていたりするにもかかわらず、自身の第一選好を選ぶ投票者がいる (Brennan und Lomasky 1993: 35)。したがって、投票参加および投票決定の包括的な説明は、道具主義的でない行為理由も道具主義的な行為理由も考察すべきなのである。加えて、Jankowski のモデルには一連の疑わしい含意がある。とりわけ、全体の福祉の最大化を問題とするために、多数派となることを犠牲にしてでも個別の関心を代表する政党に意識的に投票する個人の存在が許されていない。

道具主義的な RC 理論の第二のグループが示しているように、道具主義的な考慮のとりこみは、純粋に利他主義的な参加への動機づけという疑わしい仮定なしでも可能である。この理論が強調するのは、主観的期待、およびその客観的な影響確率の考量の可能性の意義である。とりわけ広義の RC アプローチに定位した調査研究の文脈では、観察された投票参加率を説明する際に、投票者の主観的な影響力期待を挙げる論者も多い (Becker 2001, 2002; Kühnel und Fuchs 1998; Opp 2001)。選挙母体の大部分が自身の票の影響力を系統的に過大評価し、この影響力期待の積極的な効果が統計的に示されうるということが証明される場合、投票行動のパラドクスはこの説明アプローチの視点から解決される (これについて判断を下している Becker 2001: 586ff. を参照)。しかしながらこの解決は、それによって単に誤った期待という謎が、投票行動のパラドクスの代わりに位置を占めているにすぎないという批判を受けている。

この種の「認知的錯覚」(Opp 2001) の存在と持続性については、2つの説明が存在している。

第一の説明はマスメディアと政党の意義を示しているが、それらは選挙の前になるといつも個々の票の重要性と意義を宣伝するのである。これによって投票者が影響力確率の過大評価をするようになりうるのだが、それを投票者は投票参加の低い費用に基づいてそれ以上問わず、そのため修正しないのである (Kühnel und Fuchs 1998: 329)。対して第二の説明は、影響力期待の「十分な理由」から出発する (Kühnel 2001: 15; Kühnel und Fuchs 1998: 347f.)。この説明は、個々の投票者が、例えば従業員、東ドイツ人、さらには選挙民全体といった一つないし複数の集合的行為者の一部とみなされるという仮定に基づいている。それに合わせて選挙は、例えば東ドイツ人による抵抗投票や選挙民全体による政府への処罰といった特定の集団目標を達成する機会と定義される。この状況の定義の際、現代の民主国家ではやはりメディアが、この種の目標イメージの伝達者や構成者として重要な役割を果たしている。

投票結果に対する**集合的**行為者の、例えば政党の伝統的な固定票層の影響力への信念はまったく「認知的錯覚」とはならない。RC アプローチの視点からは、投票者がこの影響力を自分の票に転移し、自身を影響力があるものとみなすということは、やはり謎のままである。しかしながら、この転移に誤った情報や認知的処理の誤りをみるのは早計である。というのも、**個々人**としてその個々の票が選挙結果に決定的な影響を与えるかどうかという問いに対して、たいていの有権者はあくまで「いいえ」と答えるだろうからである。決定的なのはむしろ、集合的行為者の**一部として自身の**影響力を感じるということである (Becker 2002: 47)。しばしば有権者は、自身の票の影響力と同じ意見の人々の票の影響力を主観的に区別しない。有権者人口の特定の一部-それは第一に想像の共同体 (新しいアメリカ、第三の道など) だろう-への同一視によって、それぞれの投票参加や投票決定が集団行為として知覚される。つまり道具主義的行為としての投票というのは、この視点からみると、少なくとも前意識的には集合体のパースペクティヴを占めているということを前提

しているのである。影響力期待のこの概念化は、選挙母体の大部分の主観的意味に相対的には接近しているといえよう。

客観的には実際に、RCアプローチのパースペクティブからは、あいかわらず周知の動機づけ問題が立てられている。すなわち、道具主義的な集団目標を達成するために、個々の投票者の票に頼るということは非常にありそうにないという問題である。しかし、集団業績から閉めだされず、その参加に費用がかかるので、純粋に道具主義的で**個人的な**観点から合理的なのは、便乗者として行動することであろう。ところが投票者が自身の投票を集団行為として捉える限りで、つまりこの状況の定義を問題にしない限りで、不参加による便乗という考えはたいてい生じない。他方、選挙日にすでに自発的に生じている機会費用、あるいは政治的関心の少なさによって、便乗の可能性が主観的に有意な行為選択肢となりうる。つまり、以上のメカニズムが最終的に高い投票率をうみだす唯一の理由は、民主国家では投票がたいてい低費用状況にあるため、多くの市民にとって参加に対する**道具主義的ではない**誘因がその費用よりまさっているということなのである。

したがってこの議論も、道具主義的動機づけと消費的動機づけの同時性に到っている。それによれば、投票者は想像の集合的行為者の一部として主観的にはあくまで道具主義的に、つまり選好開示という動機づけのみからではなく、行為する。彼らが便乗の誘因に負けずに投票へ行くとういことは、最終的にはもちろん参加の消費効用と相対的に小さい参加費用によって根拠づけられる²。この消費効用はとりわけまさに、集合体の一部として自国の運命に影響を及ぼすという意味づけから結果しうるのであり、道具主義的な行動の根拠と消費的な行動の根拠は互いに手を携えることができるのである（これについては、Hardin 1982: 108f., 111 を参照）。

広義のヴァージョンのRCアプローチから出発

する場合に経験的な問題となるのは結局、どの誘因が選挙参加を説明するのかということである。調査データによる経験的研究でとりわけ確かめられているのは、投票規範や政党同一視といった消費的誘因を反映する変数の影響力である（Blais 2000; Mueller 2003 を参照）。主観的な影響力期待も参加の最良の予測因子の一つとして証明されてきた（とりわけ Blais 2000; Kühnel und Fuchs 1998; Opp 2001 において）。影響力期待の効果は一方で純粋に消費的に政治的重要性の感覚という意味で解釈される。それを支えるのは、政党格差との交互作用効果、あるいは政治的選択肢に関わるその他の指標が一貫して証明されていないという点である（例えば、Andreß, Hageaars und Kühnel 1997: 411; Blais und Young 1999: 54 を参照）。ところがここでその検出力が小さいという問題が生じうる。それゆえ、影響力期待の効果がたいてい部分的に道具主義的な集合的行為の意義も反映しているということは排除されない。

事実として確かめられ続けているのは、投票参加のRC説明が道具主義的な誘因も道具主義的ではない誘因も考察すべきだということである。議論してきたRC理論は一連の有意な影響変数の可能性の全体を同定している。消費効用と道具主義的な効用成分との区別を横切って、参加に関わる効用成分と代替選択肢に関わる効用成分を区別することができる。第一のものが参加によってある効用が生じうる仕方を述べているのに対して、後者は特定の政治的選択肢の投票の際にのみ有効になる。経験的領域では、この種のさまざまな一連の誘因が操作化され、それらの意義が探求されるのである。

2 習慣としての選挙

— もう一つの説明アプローチ —

投票参加についての広義のRC説明の展開に並行して、過去の数十年間、もう一つの説明アプ

2 図式化のために、民主的選挙を室内ゲームとのアナロジーでイメージしてもよい。すなわち、参加が結果するのは第一に（機会）費用が小さく消費効用が大きいからであり、その場合に限られる。しかしゲームをプレイすることは、行為者にとって**道具主義的に**ゲームの目標を達成することを望むということを意味する。

ローチが顕著となり、行為理論的に特に興味深い一連の研究もたらされている。この説明アプローチの中心には、動態的考察様式と投票参加の自明化する性格というテーゼがある。出発点は、投票参加が多くの人々にとって習慣となっているという考えである。経験的に示されているのは、年齢、エスニシティ、収入、教育歴、性別、あるいは政治的関心といった個人的メルクマールを統計的に統制した場合であっても、過去の参加行動が強力に現在の参加行動に相関しているということである (Brody und Sniderman 1977)。もちろんこのことは条件つきでのみ、投票への参加が将来の投票行動に影響を及ぼすということの証拠とみなすことができる (Nownes 1992) というのも、観察されない (例えば、心理学的な) メルクマールが存在し、実際にはそれが以前の投票行動も現在の投票行動も説明するということが十分にありうるからである。

投票参加の自明化の効果というテーゼがこの競合する解釈可能性に対して維持されるかどうかを検証するために、この問題をめぐる最近の研究は観察されない多様性をさまざまな仕方で方法的に捉えている (Denny und Doyle 2009; Gerber, Green und Shachar 2003; Green und Shachar 2000; Plutzer 2002)。それらの評価によれば、過去の投票への参加は現在の投票に参加する確率を 13 から 47 パーセント高める³。したがって、それ以後の参加の確率に対して投票参加が有する注目すべき因果的効果があると思われる。理論的には、Green らは二つの解釈の可能性を好んでいる (Gerber, Green und Shachar 2003: 548f.; Green und Shachar 2000: 570f. を参照)。すなわち、第一の解釈によれば、参加によって投票行為への慣れ親しみという積極的な感情と、それに合わせてこの特殊な行動に対する自信が生じる。第二の可能性が強調するのは、より規範的な、ないしアイデンティティ

に関わる参加の作用である。

「投票へ行くことによって、市民意識があり政治に関わる市民という自己イメージが固められ強められる。より多く投票するほど、より投票を『私のような人々が投票日にすること』とみなすようになる。反対に、棄権によってこの自己コンセプトやそこから育まれる義務の感覚が弱められる。」 (Green und Shachar 2000:571)

後で叙述される投票参加についての MFS 説明を見越して、ここで明白に投票日スクリプトとそれに対応する参加への個人的義務の感情の発生が記述されているということを書き記しておきたい。同様に Green と Shachar が指摘しているのは、この個人的義務が市民の義務としての選挙に対する一般的態度によって捉えられるのみならず、より特殊な指標を要求しているということである (Green und Shachar 2000: 571)。

習慣に基づく投票の洗練された説明モデルは、参加行動が過去に制御される適応的な学習過程から結果するという仮定に基づいている (Bendor, Diermeier und Ting 2003; Fowler 2006b; Kanazawa 1998, 2000)。投票参加の習慣形成効果についての上記の諸研究と異なり、この学習理論的モデルにおいては、将来の参加は選挙の結果に依存している。行動性向が弱められるのか強められるのかは、参加した選挙の結果が肯定的に感じられるかそれとも否定的に感じられるか次第である。選好する候補者が選挙に勝利する場合、その選挙でどちらの行動を示したかにしたがって、次の選挙で再び選びに行く確率、あるいは選びに行かない確率が上昇する。対して選好する候補者が敗北する場合、今回示した投票行動がくりかえされる確率は低下する。この「勝てばそのまま、負ければ変える」パターンは、Kanazawa によってアメリカ合

3 約 47 パーセントの上昇という評価は、Gerber, Green および Shachar (2003) の研究に基づく。この研究で為された実験では、ランダムに選ばれた人々が書面および/あるいは対面で投票参加を求められた。書面による要求によってはわずかなポイントしか積極的な効果が結果しなかったのに対して、対面での語りかけでは参加の確率が約 10.2 パーセント上昇した。2 年後に行われる別の選挙への参加を予測する際には、実験におけるランダムな集団帰属を操作変数として用いることによって、以前の参加の因果的効果が評価された。しかしながら、Denny と Doyle (2009) はこの評価手続きに疑問を呈し、パネルデータ分析に基づいて、参加確率は以前の参加によって 13 パーセントしか上昇しないという結論に達している。

衆国のデータの分析で経験的に検証することができている (Kanazawa 1998, 2000)。

ようやくその端緒についたところであるにもかかわらず、学習理論的業績や投票を習慣として叙述する業績はすでに、投票参加の現実主義的な説明の一部となっている (Geys 2006)。参加が自己強化的に作用するというところを中心的な知見として維持するために、これらの業績では、参加が個人的で規範的な義務も与えるスクリプトとして固定されている。このことはもちろん不参加にも同様に当てはまるので、不参加は習慣の結果とみなすことができ (Plutzer 2002)、それに対応する強化過程に従うのである (Kanazawa 1998, 2000)。

もっとも、学習理論的説明の射程の限界は2章4節ですでに一般的に定式化されている。説明を要する投票行動の経験的な規則性には、例えば戦略的投票、つまり将来の帰結に意識的に指向する行動の存在も含まれる (Jankowski 2002)。それゆえ、投票参加をもつばら、過去に制御される適応的な振る舞いとして説明するのは疑わしいことであろう。より説得的なのは、学習理論的モデルの主な働きが、参加に対する個人的な義務感を (少なくとも部分的に) 説明ないし内因化することにあるという見方である (Green und Shachar 2000: 571; Kanazawa 1998: 984)。これは投票参加の—中心的ではあるが—一つの規定因にすぎない。それゆえ、学習理論的業績や投票を習慣として叙述する業績を、経験的に確かめられた広義の RC 説明の諸要素と統合し、それによってより包括的な説明を推し進める必要があると思われる。MFS はとりわけその可變的合理性の仮定によって、その基盤を提供しているのである。次節では MFS を投票参加の説明に応用したい。

3. フレーム選択モデルにおける説明

投票研究ではすでに MFS へ言及しているものがいくつかある (Arzheimer und Falter 2003: 578; Behnke 2001; Klein 2002: 64; Thurner 1998: 105ff.)。すでに5章7節では、MFS に基づく Rolf Becker (2004) による投票参加の概念化と経験的分析を

とりあげた。Becker がメンタルモデルの定着度に対する政治的社会化の意義を強調しているのは正しい。しかしながら、投票規範に関して以下の論述との重要な差異がある。本書で展開される MFS 説明の中心に位置している一方で、投票規範は Becker の概念化では重要な役割を担っていない。MFS を用いる投票参加の説明には、フレーム選択、スクリプト選択、および行為選択の特定化、ないしこれらの選択に作用する影響要因の特定化が必要である。以上の点に関して順に論じていきたい。

フレーム選択 一般に行為者が投票参加を考慮するためには、選挙が行われる日を彼が主観的にも投票日として定義する必要がある。そのためには第一に、関連するフレームの精神への定着に意義がある。選挙権のあるすべての市民が政治的社会化の結果として、選挙という出来事で何が問題となるのかを示す認知図式を使用することができるということから出発することができる (Becker 2004: 321ff.)。つまり、選挙において政治的仮定がある政治的水準で投票によって影響を受けるということを、市民たちは知っていなければならない。この基本的知識を伝達する中心的審級として典型的なのは、実家、学校、サークル、あるいはメディアである。

第二に、状況が適切にこのフレームによって定義されるかどうかは、選挙の日に適切な状況客体によってフレームが活性化することに依存している。それはとりわけ、投票の一般的意義と、それによって変異する住民によるモデル化に依存するであろう。個人の水準では、選挙への注意をうみだし有意義なものとするメディア利用、および社会的ネットワークや組織へのメンバーシップであろう。投票前調査によって予め投票日に関する知識やそれに対応する注意が引き起こされるために、以下の経験的分析ではフレーム選択の過程を探求することはできない。したがって単純化して、有権者が投票の日に投票日が問題となっていることを意識しているという所与の状況の定義から出発する。

加えて、投票日としての状況の定義は最小限の政治的関心を前提していると仮定してよい。実際、問題となる仮説のテストを困難にするような、この最小限の関心をもたない人は投票前調査にはほとんど参加していないであろう。さらに、政治に関心のない人が政治的選挙に参加しないという仮説はほぼ自明である (Blais 2000: 13)。その人々の不参加が不問のまま為される限り、MFS においてこのことも同様にスクリプトに基づく行為として概念化できよう (Plutzer 2002)。

スクリプト選択 投票日としての状況の定義を前提するならば、参加決定に対するスクリプト選択の過程にはほとんど意義がない。というのも、「投票日」という状況には典型的には、規範的曖昧さや規範コンフリクトといった特徴がないからである。広範に統合された民主国家では、政治的社会化の中で体験され、社会的に共有された投票日スクリプトは市民の投票参加を規範的に規定している⁴。つまり、投票日スクリプトは規範的な中核要素として投票規範を含んでいるのである。実際、民主的市民道徳が単なる投票参加の規定から生じるのではなく、選挙権の**責任ある**行使を求めるということから出発してよい (Brennan und Lomasky 1993: 189f.; Klein 2002: 55f., 69f., 176f. も参照のこと)。これには、例えば選挙戦への特定の関心やそれに対応する情報獲得行動といった、投票前の行動様式も含まれる。行為者が問題の日を投票日として定義すると、投票日スクリプトによって覆われた投票参加の構成要素は、選挙結果についての晩のニュースまで自動的に意識に入ってくる (Becker 2004: 323)。しかしながら、以下の MFS の応用研究では (例えば、より広範な行動要素ではなく) 参加の説明が問題となるため、スクリプトとしてはもっぱら投票規範がとりあげられる。

投票規範が活性化される強度は、一方でその

定着、つまり内面化の程度に依存している。それが大きくなるほど、有権者は自身の参加を投票日の文脈で状況にとって適切で、規範的に拘束された行為選択肢だとより強く感じるようになる。他方で、投票規範の活性化はその接近可能性に依存している。これもやはり、投票参加、あるいはさらに特定の政治的選択肢への投票が求められる場合に、政治的動員によって大きくなる。この影響力がどれほど有意義であるかは、直接の対面による投票への促しが優におよそ 10 パーセントも参加確率を高めるという実験的研究で示されている (Gerber und Green 1999; Gerber, Green und Shachar 2003; Green, Gerber und Nickerson 2003)。

行為選択 行為選択は、投票参加についての MFS 説明の中心に位置している。この選択が合理的-計算的 (rc) モードで生じる場合、有権者はすべての有意な誘因を互いに考量し、参加行動は結局、参加と棄権のどちらが彼の主観的な期待効用を最大化させるかに依存する。対して自動的-自発的 (as) モードでは、有権者は不問のまま投票規範に従う。情報処理のどちらかのモードが投票参加を規定するかは、関係するモード選択に依存する。その規定因に関しては、いくつかの単純化仮定がある。

第一に、状況は一義的に「投票日」として定義されていることが仮定される (一致度 $mi=1$)。少なくとも、すでに投票前調査に参加している回答者に関しては、これは現実的な仮定である。投票参加を規定している限りで、この投票規範が当該の行為選択を一義的に規制することに議論の余地はないだろう (規制度 $a_{k,lj}=1$)。加えて、有権者には原則として、自身の参加決定を反省する十分な機会がある (反省機会 $p=1$)。従って、その日を投票日と定義する有権者が投票に行き、棄権一般について考慮しない条件は、次のように単純化される。すなわち、

4 前提されている民主国家の統合度は、政治システムの水準で、民主的統治システムを持続的かつ安定的に支持する国民文化によって特徴づけられる (Merkel 1999: 146, 14ff.)。それが含意しているのはとりわけ、中心的な社会化の審級が民主的価値、態度、規範を伝達するということである。

$$AW(A_k | F_i, S_j) \geq \tau \quad \Leftrightarrow \\ a_{j|i} \cdot a_j \geq 1 - C/U$$

この条件が満たされると、as モードで投票規範を遵守するようになる。これは一方で、投票規範の接近可能性と内面化に依存し、他方で反省費用 C と反省動機づけ U に依存する。反省費用は他の日常状況より高くはない。それでも自発的に不問のまま参加行動を採る場合がしばしばなのは、投票参加への賛成反対を熟慮する動機づけがしばしば非常に小さいからである。少なくともたいていの西欧の民主国家では、投票参加は低費用状況にある (Kirchgässner 1992)。それゆえ一般に、一度定着した参加行動を反省的に問う動機づけは少ないといえよう。投票所が非常に遠くにあるとか、その状況で機会費用が極端に突出しているといった特殊な状況は、本書で分析されるデータでは詳細には探求されていない。適切な指標を欠いているため、単純化して、個人間で一定の比率 C/U から出発している。

投票規範の接近可能性 $a_{j|i}$ が相対的に高いのは、投票日において競合するスクリプトが一般に存在しないからである。個人間のヴァリエーションは、ある有権者たちが他の行為者から投票を求められることによって生じる。この要求が行為者に対して (例えば、選挙ポスターに対して家族や友人によって) より個人的に向けられるほど、この効果はより強くなるだろう。重要な他者によるこの種の要求は、投票後調査で容易に調べられるだろう。しかしながら、この情報を MFS 仮説のテストに関連する他の変数と一緒に調べたデータセットはない。それゆえ以下の分析では、まずこの影響変数を抽象化し、投票規範の接近可能性はすべての回答者について十分に高いと仮定している。

投票規範の内面化度 a_j のみを取りあげると、上記の不等式から以下のことが導かれる。すなわち、投票規範を強く内面化している ($a_j \geq 1 - C/U$) 有権者は自動的-自発的に参加する一方で、投票規範を弱い程度にしか内面化してい

ない ($a_j < 1 - C/U$) 有権者は費用-効用考慮に基づいて、参加が利益になるかどうかを決定するということである。ここから以下の仮説がもたらされる。

MFS 仮説 1 有権者が投票規範をより強く内面化しているほど (定着 a_j)、この有権者はより参加するようになり、投票参加の性向に対する他の誘因の影響を受けにくくなる。特に強い内面化度では、参加決定は他の誘因から独立して為される。

つまり、投票規範の内面化度と (不) 参加に対する他の誘因との統計上の交互作用効果が予測される。この交互作用効果は投票参加についての一般の RC 理論とは矛盾している。この理論が単一の効用関数から出発する限り、投票規範の内面化度は他の誘因と同様に**加算的な**仕方で投票参加への性向を高めると予測される。投票参加についての MFS 説明は、この再構成が規範的に動機づけられた参加という主観的意味を扱っていないというしばしば表明される批判 (Boudon 1998, 2003; Engelen 2006; Yee 1997) を明確にしている。rc モードで参加決定を行う有権者にとってのみ、投票規範は実際には誘因の中の一つとなるのである。

MFS 仮説 1 を以下の分析で経験的に検証するためには、rc モードの行為選択が典型的にどのような誘因に依存しているかを特定しなければならない。投票参加についての RC 理論で挙げられている最も重要な候補はすでに 6 章 1 節で記述した。それらの誘因がどのくらい強く投票参加に影響するかは、広義の RC アプローチの枠組みでは経験的な問題である。投票参加についての MFS 説明もこの理論上の未決性を踏襲してよい。なぜなら、それは十分な情報量と説明力をその特殊な交互作用仮説から引き出しているからである。

モード転換と再フレーミング

投票規範という構成概念はここまであえて相対

的に抽象的なままにしてあった。とりわけ、スクリプトに基づく不問のままの参加が習慣的に行われるのか、**推敲された**、すなわち、十分に根拠づけられた規範的確信の表現であるのかということとを区別してこなかった。上記の仮説を導出するのにこの区別が必要なかったのは、これらの下位類型の中心的な共通性を狙っているからである。すなわち、投票日スクリプトによって自身の参加が適切な行為となり、それによって、十分な活性化のもとでは as モードのスクリプトに基づく投票参加がもたらされるという共通性である。しかしあくまで MFS ではさらなる詳細化が可能である。複雑性が自己目的ではないため、それによって行為生成メカニズムについての経験的に検証可能な詳細な因果仮説が得られる限りで、この詳細化は求められる。そのテストのためのデータが使用できる仮説が以下で導き出される。ここまでの論述と異なり、そのためにさまざまな形態の不問の投票参加が区別され、それらの影響について分析が為される。

投票規範の高い内面化度では、とりわけ二つのものが表現される。すなわち第一に、ある人は投票参加を自明で適切なものと感じ、規範的な義務について意識的にこしらえられた十分な理由を用いないというものである。極端な事例では投票参加はほとんどルーティンとなっており、Weber の言う「棲みついた習慣で」で選択を行うが、その十分な理由と規範的次元はほとんど意識されないものである。第二に、行為者は自身の投票参加を高度な個人的コミットメントをとまなう市民の義務と感じ、その規範的な要請の理由を意識的にこしらえることもありうる⁵。その意義を示す経験的証拠のある (Blais 2000: 104ff.) 中心的な理由が示しているのは、統治形態としての民主主義への信頼である。投票参加がこの信頼にとって構成的であるので、民主主義への是認からそれにふさわ

しい義務が導き出される。この根拠づけは投票規範の**価値合理的な**土台とみなすことができる。投票参加は民主主義の機能という**集合財**を保持するために必要なこととして、したがって、規範的な拘束とみなされ、状況内の誘因を無視する無条件の規範遵守という帰結をとまなう (一般には、Esser 2003; Kroneberg 2007 を参照)。

as モードで行為選択が生じる限りでは、かなり習慣的な投票規範の遵守と、その規範的な義務としての性格に対して行為者が十分な理由を当てることができる投票参加との間に、決定的な違いはない。ところがこの違いがみられるようになるのは、行為者が攪乱に直面し、その結果 rc モードに転換する場合である。モード転換の引き金となりうるのは、例えば、短期的に生じる高い機会費用 (週末休暇への急な招待) や、重要な他者による投票参加への疑念の表明である。行為者が rc モードで、状況が実際に投票参加を求めているのかどうかを問う場合、この反省の結果はとりわけ、投票規範の定着が何に基づいているかに依存している。すなわち、

MFS 仮説 2 投票規範の定着が価値合理的な確信 (「十分な理由」) に基づいているなら、行為者は rc モードへ転換してもなお、自分に参加する義務があるという結論に達する。

この仮説は実際の参加行動にではなく、単に投票規範の価値合理的な定着において再フレーミングの確率がより小さいということに関わっている。したがって、その行動にとって決定的なのは、反省の過程で再フレーミングに達するか否かである。

MFS 仮説 3 投票規範が価値合理的な確信に基づいており、行為者が rc モードへの転換の後

5 この記述にはさらに少なくとも二つの動機づけを要約しているが、それらは原理的には詳細化させられるものである。したがって、自身を政治的関心がある活動的なパーソナリティとみて、この自己イメージに基づいて不参加を排除している投票者の存在が想定される。この種の人々はなによりも自分自身に対する義務を感じている。これとは異なり、投票規範をなによりも**社会的規範**として内面化している行為者もありうる。すなわち彼らにとって中心的なのは、民主国家の市民は**誰でも**投票に参加すべきだということである。このようなさらなる詳細化が重要となるのは、例えば、どのような行為者が不参加を告白した者にサンクションを与えるのが問題となるような場合であろう。

でもそれを維持するならば、参加性向が減少することはない。対して行為者が不参加を決定するのは、投票規範が一次的に習慣として定着している場合か、その価値合理的な確信が反省によって持続しない場合である。

つまり MFS から期待されるのは、rc モードのフレーム選択への移行が、投票規範が習慣として定着している場合には「習慣遮断器」として作用するということである。対して価値合理的に基礎づけられた定着は—もちろんそれによって、行為者が投票規範を問うた後にもそれを維持することが決まっているわけではないにもかかわらず—ずっと安定的であろう⁶。

MFS 仮説 2 および仮説 3 は、規範定着の基礎づけの論拠における個人間の違いに関わっている。MFS 仮説 1 とは対照的に、ここでは内面化度の強さは一定に保たれる。有意味な状況の影響が rc モードへの転換に作用するほど強く十分にあるということのみが仮定される。それによって行為状況で投票規範の妥当性への疑問が生じるが、それは 5 章 3 節で記述したような反省的なフレーム選択である。したがって以上の諸仮説は、そこで叙述された価値合理的行為の概念化を MFS において説明的かつ経験的に利用できるようにしうる仕方を例示している。導き出された MFS 仮説を本書の統計的分析で検証する前に、投票参加についての発展型 MFS 説明を代弁する結果をすでに得ている経験的研究を示したい。

4 MFS による説明の妥当性に関する先行研究からの証拠

投票参加についての MFS 説明の経験的妥当性に関する手がかりは、すでに既存研究から得られている。それはとりわけ MFS 仮説 1 について該当するが、この仮説によれば、投票参加に対する誘因効果は投票規範の内面化度に依存してい

る。この点に関して Knack (1994) は、80 年代のアメリカ合衆国の投票研究と気象データに基づいて、投票規範へのコミットメントをあまり示さない回答者のグループでのみ、悪天候時に投票参加が減少するというを示している (Knack 1994: 199)。強力に形成された投票規範のもとでは、悪天候は参加へ影響しなかった。加えてさまざまな包括的研究によって証明されえたのは、合理的な誘因の説明力が強力に形成された投票規範をもつ回答者ではほとんど生じないか、あるいは少なくとも、弱い程度にしか形成れていない投票規範をもつ回答者の場合よりも明らかにわずかにしか生じないということである (Barry 1970: 17f.; Blais 2000: 101ff.; Blais, Young und Lapp 2000; Schoen und Falter 2003)。例えば、Blais らがカナダの調査データに基づき示すことができたのは、Downs のモデルで中心的な三つの誘因変数 (p, B, および C) が低い規範定着のサンプルにおいてのみ有意な効果を示すものの、より高い規範定着のサンプルではそうではないということである (Blais 2000: 101ff.; Blais, Young und Lapp 2000: 192)。Schoen と Falter (2003) が見出しているのは、2002 年の連邦議会選挙への参加が、強力に形成された投票規範のもとでは、弱い選挙規範のもとでよりも、政党支持、首相選好、ないし政策選好の強さや政治的関心に (有意ではあるものの) あまり強くは依存していないということである。

複数の中心的な誘因変数の効果がとりあげられている点で、これらの研究は Knack のものより明らかに包括的である。もっとも、より強力に形成された投票規範をもつサンプル群とより弱い程度にしか形成れていない投票規範をもつサンプル群に区分けした分析が達成されているかどうかには問題が残っている。したがって、投票規範の内面化度と諸誘因変数の間にある**変数に特化した交互作用効果**の存在を統計的に証明することはできていない。諸誘因変数のそれぞれ異なる強さの効

6 むしろ rc モードのフレーム選択は、その結果が予め定まっていなかったような偶発的な過程である。その規定因を探求することは、それ自体が問題を立てることであろう。社会的には、行為者の社会的埋め込みや、行為者が参与する具体的な社会的相互作用過程や妥当性討議が、重要な役割を担うにふさわしいということから出発できよう。

果は、例えば従属変数を両方のサンプル群に対してそれぞれ異なる傾斜配分をすることによってのみ生じうる (Long 1997: 70)。MFS 仮説 1 を適切にテストするためには、サンプル全体に基づき投票規範とそれぞれの誘因変数の間の積項を用いることで統計的にモデル化することが必要である。これが次節で述べられる分析の手続きである (既存のものとして、Kroneberg 2006; Kroneberg, Yaish und Stocké 2010 を参照)。

MFS 仮説 2 および仮説 3 は、投票規範の妥当性が問われる反省的な状況の定義に関わっている。これらのテストのために、そのような過程を実験によって誘導している Blais と Young (1999) の研究のデータを分析したい。それゆえ、すでに MFS 説明の妥当性を示唆している彼らの既存の結果と同様に研究をデザインしている。

Blais と Young は 1993 年のカナダの国政選挙を文脈として、2 大学の 10 のゼミナールに属する政治学、経済学、社会学の学生に実験を行った。その手法は、Downs のモデルとそこから結果する投票行動のパラドクスについて 10 分から 12 分のプレゼンテーションを行うというものである。可能な限り中立的な仕方で、学生たちは参加決定に対する費用 - 効用パースペクティブと、自身

の票が高い確率で投票結果に違いをもたらさないという事実に触れることになった。この研究の第一の目標は、実際の投票参加に対するこのプレゼンテーションの効果を確認することにあった。彼らによって用いられたデザインではプレゼンテーションを受けない複数の統制グループもパネル調査に含まれているので、プレゼンテーションの効果が生じたメカニズムについての主張も可能になっている。このパネルには全体として 3 つの調査が包括されている (Blais und Young 1999: 43ff.)。すなわち、第一に選挙の 5 週間前、第二に選挙の 2 週間前、第三に選挙後の週である。プレゼンテーションは第二の調査の直前に行われた。表 1 (Blais und Young 1999: 42 から引用) にはこの研究デザインの概観が示されている。

この研究の第一の結果は、プレゼンテーションが投票参加の報告を関連性のある第三変数の統制下で約 7 パーセント減少させたというものである⁷。投票参加は実験グループでおよそ全体の 77 パーセントから 70 パーセントに落ちた。Blais と Young はこの作用の原因として二つの可能性をみている。第一に、プレゼンテーションがその学生たちにおいて Downs のモデルのパラメータ、つまり、知覚された決定可能性 p 、知覚された費用

表 1 Blair und Young (1999) における研究デザイン

	グループ									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
大 学 ⁽¹⁾	M.	M.	M.	M.	M.	W.	W.	W.	W.	W.
コ ー ス ⁽²⁾	社	政	経	経	政	政	政	政	経	経
質問紙1 (投票5週間前)	O ₁ (155)	O ₁ (121)				O ₁ (280)	O ₁ (220)		O ₁ (67)	
扱い: 投票のパ ラドクスのプレ ゼンテーション		X		X		X				
質問紙2 (投票2週間前)	O ₂ (142)	O ₂ (97)				O ₂ (224)	O ₂ (192)		O ₂ (70)	
質問紙3 (投票1週間後)	O ₃ (134)	O ₃ (67)	O ₃ (50)	O ₃ (35)	O ₃ (46)	O ₃ (189)	O ₃ (156)	O ₃ (118)	O ₃ (49)	O ₃ (145)
パネル	(99)	(51)				(113)	(94)		(38)	

注: 括弧内の数字はそれぞれの質問紙に回答した学生数を示している。「パネル」行の数字はすべての質問紙に回答した学生を示している。

(1) M. = モントリオール, W. = ウェスタン・オンタリオ; 社 = 社会学, 政 = 政治学, 経 = 経済学

7 回答者はランダム・サンプルではないのため、後から関連性のある第三変数が統計的に統制された。この変数は、政治的関心の程度、政党同一視の有無、以前の投票参加報告の有無、所属大学、および投票前調査への参加である。

C, ないしは知覚された効用差 B を変化させた可能性があるということである。ただし示されているのは、プレゼンテーションからは知覚された費用に対する有意な効果のみが生じるということである。このことも参加に対する限界的な効果しか示さないで、Blais と Young は、7 パーセントのうちほぼ 6 パーセントについては他の作用メカニズムによって説明されなければならないと結論づけている (Blais und Young 1999: 50)。

Blais と Young が考察しているプレゼンテーションの第二の作用様式は、投票行為の意義に対する態度の変化にある。プレゼンテーションは実施から 3 週間を経ても考察対象の 15 の態度変数の大部分に有意な影響を有しているということが、実際に証明されている (Blais und Young 1999: 51)。これらの諸変数の探索的因子分析によって 3 つの因子が得られているが、Blais と Young は「義務」、「シニズム」、および社会的「圧力」と解釈している。彼らが証明できているのは、プレゼンテーションが 3 つの因子すべてに対して有意な影響を有してはいたが、関連性のある第三変数を統制すると、「義務」因子のみが投票参加に対して有意な影響を有しているということである。プレゼンテーションが投票参加をこの因子を介して約 3.5 パーセント減少させていると彼らは推定している。理論的には、「義務」因子を発展型 MFS 説明における投票規範の概念化にまったく類比されるものと、彼らは解釈している。いわく、

「我々の見解では、この因子は投票における規範的で価値を担っている不問の側面を代表しており、この指標で高い得点を出している被験者たちは、民主国家の市民は投票に行き、自らの選挙権を行使すべきであるという広く支持されている見解を共有している。」(Blais und Young 1999: 51)

彼らの見解によれば、プレゼンテーションによって、多くの学生が投票参加に対する自身の道徳義務を問うようになる。彼らがこの作用メカニ

ズムを解釈する段落は、その用語法に至るまで投票参加についての MFS 説明と一致している。いわく、

「したがって、一部の回答者に対して、このプレゼンテーションはまさに投票の行為の**定義**を修正している。そこでは、投票をするという決定は個人によって為される決定として描かれており、共同体や市民のメンバーによるものとしてではない。それはまた、人々がしないことを考えることもできる合理的なもの、問題とすることができものとして描かれている。これは直接的には為されていない。すなわち、プレゼンテーションは投票が良いことだとか悪いことだとは言わなかったし、投票を支えているであろう価値については沈黙していた。しかし我々が投票の行為を費用-便益のことばで**フレームづけ**することによって、一部の学生は自分たちが投票への義務を感じるべきかどうかを問題とするようになったのである。」(Blais und Young 1999: 51f., 強調は原文にはない)

Blais und Young によって仮定されているメカニズムは明らかに再フレーミングの過程、つまり、状況の定義の転換である。MFS に基づくと、プレゼンテーションにこの効果があった理由が説明される。プレゼンテーションによって投票参加が問題視されるようになると、自身の投票参加に対する理由が争点とならざるをえない。そうして投票日スクリプトが反省作業の対象となる。加えて MFS からは、どのような条件でどのような効果が期待されるかという点についてさらなる仮説が導き出される。MFS 仮説 2 および仮説 3 に従うと、反省の影響は、投票規範の定着が価値合理的な確信に基づいているか、より習慣的なものかということに決定的に依存している。これまで価値合理的な理由で選挙に参加してきた人々については、投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションによって容易に影響を受けることはより少なかったであろう。なぜなら、規範的に根拠づけられたフレーミングは一般に他の考察様式

から守られやすいからである。彼らがrcモードのフレーム選択の導入後も自身の価値合理的な理由を維持した限りで、彼らの参加傾向もプレゼンテーションによって減少しなかったといえる。この仮説は6章6節でBlais und Youngのデータを用いて検証する。もちろんすでに、この結果にはこの仮説の妥当性についての最初の手がかりが含まれている。プレゼンテーションによって影響を受けなかったわずかな態度変数の一つは、「民主主義を守るためには、市民の大多数が投票することが不可欠である」というものである(Blais und Young 1999: 49)。この項目への賛成が示しているのは、自身の投票日スクリプトに対する価値合理的な根拠づけである。すなわち、民主主義の機能という集合財の保持に貢献するために参加するということである。プレゼンテーションに対するこの態度変数の堅固さは、BlaisとYoungが後に「義務」因子としてまとめた3つの項目の一つであるという点で、さらに注目に値する。したがって、プレゼンテーションはこの因子の他の2つの指標(「投票することはすべての市民の義務だ」「自分の投票する政党や候補者に勝つ見込みがなくても投票することは大切だ」)によってのみ作用しているのである。この現象を彼らはどこにおいても主題化していない。この点でも、より詳細で、とりわけより強く理論に主導された説明を可能にしている行為理論の剰余価値が示されている。

5 データおよび測定

5.1 データベースと従属変数

以下の分析では、特に重要なMFS仮説のテストを可能にする2つのデータセットが用いられる。1つのデータセットには、一連の誘因変数の

全体と投票規範の内面化度の複数の指標を直接に測定したものが含まれている。もう1つのデータセットによって、投票前調査と投票後調査によって参加意図と報告された参加行動の分析が可能となっている。1つは1995年のノルトライン・ヴェストファーレン州の州議会選挙についての研究に、もう1つは1993年のカナダの連邦議会選挙を文脈としてモンリオールとウェスタン・オンタリオの大学の学生に対して行われたBlaisとYoung(1999)の研究に基づいている⁸。以下では、このデータセットをNRWデータセットおよび学生データセットと呼ぶ。NRW研究では投票の1週間前に1002人の有権者のランダム・サンプルについて調査された。さらに回答者の72.9パーセントにていては、投票直後の週に行われた投票後調査の結果がある。カナダの議会選挙についての研究(学生データセット)については、すでに6章4節で記述している。それには、2つの投票前調査(投票の5週間前と2週間前)および1つの投票後調査(投票の直後の週)が含まれる(N=989)。

投票参加は以下の分析の中心的な従属変数である。個人の参加についての客観的なデータが存在しないため、投票前調査で表明された参加意図か投票後調査で報告された参加に基づかざるをえない⁹。NRWデータセットでは、投票前調査で回答者の90.28パーセントが投票に行きたいと回答している。投票後調査では、再回答者の88.77パーセントが投票に行ったと報告している。対して、この州議会選挙の公式発表による投票参加は64.1パーセントであった。この差異は「過剰報告」および、とりわけ教育歴が相対的に短い人々による選択的な欠損に基づいている(Kühnel und Ohr 1996: 30f.)。参加意図を保守的に測定する目的のため、自身の参加について

8 ここでもう一度、André Blais, Steffen Kühnel, Dieter Ohrに謝意を表したい。彼らは寛大にもこのデータセットを筆者に使用させてくれた。このデータの既存の分析については、Blais und Young (1999), Blais (2000),あるいは、André et al. (1997), Kühnel und Fuchs (1998)を参照。

9 参加意図を用いる場合の大きな問題は、投票に参加すると答える回答者の割合が、有権者人口のうちの公式発表による投票参加をたいがい明らかに超えているということにある(いわゆる「過剰報告」)。このことは投票規範の意義についてのもう1つの証拠とみなすこともできるが、ここでは社会的に望ましい回答行動という姿で現れているのである(Knack 1992: 137)。もっとも実際の参加を扱っている研究で言われてきたのは、調査で投票者とみなされる人のデータは、実際の投票者からほとんど区別できないということである(Kühnel 2001: 17)。

まだ「決めていない」と回答した回答者は棄権者カテゴリに分類された¹⁰。NRW データセットでは、もともとの回答者の 73 パーセントが参加行動を報告した。補完としてしかこの変数に基づくことができないのはもちろん、それが選択的な欠損による偏りの危険を高めるからである。学生データセットではこの系統的な参照の問題が無視できるのは、回答がゼミナールの場で為されているからである。それゆえこちらでは、投票後調査で報告された参加行動のみが従属変数として用いられる。対して**独立変数**の測定については、因果系列をよりよく描写し合理化効果を除くことができるので、投票前調査に基づくことに利点がある。本書では、投票から時間的に直近の 2 回目の投票前調査を用いる¹¹。

5.2 誘因変数と統制変数

MFS 説明のテストに用いる誘因変数、その平均および標準偏差は表 7 [巻末に掲載] に引用している。2 つのデータセットには、政党ないし候補者に関係している**代替選択肢に関わる効用成分**の種々の操作化が存在している。NRW データセットでは、それは、特に大きな問題解決能力を有するか、個人的な関心を最もよく代表するか、あるいは一般に気が向いている政党の知覚である。政党に関わる誘因の第四の指標として、四大政党 (SPD, CDU, FDP, および緑の党) の最高の評価と最低の評価の差に対応する成績差がある。最後に考慮されるのは、回答者に 2 人の首相候補者のどちらかに選好があるのか、それともそのような選好がないのかである。学生データセットでは、全国水準と選挙区が区別されて、回答者にとって選挙の結果がどれくらい重要かが考慮されている。代替選択肢に関わる効用のもう 1 つの指標として、ここでも政党傾向の有無が用いられている。

主観的な影響力期待は、NRW データセットで

は、選挙結果に対する自身の票の意義の知覚によって比較的直接的に操作化することができている。学生データセットでは、選挙結果の稀少性の知覚が代理変数として用いられているが (Blais 2000: 74)、これも同様に全国水準と選挙区水準が区別されて挙げられている。この期待された影響力の指標は、同時に政治的有効性の知覚から生じる**消費効用**の指標ともなっている。NRW データセットでは、民主主義への満足というかたちで代替選択肢に関わらないもう 1 つの消費効用が考慮されている。加えて両方のデータセットに、**参加費用**の知覚の測定がある。NRW データセットでは、機会費用の測定に基づいている。そこで問われたのは、どの程度までより重要なものごとを差し置いて国政選挙へ参加するののかということである。学生データセットでは、直接の費用についての 2 つの指標が投票の困難さの知覚に関わっている。

理論的に多義的な状態にあるのは、政治的関心、および社会的環境における参加 (NRW データセット) ないし棄権の可能性に対する友人と家族の態度 (学生データセット) である。RC パースペクティヴからは、政治的関心は投票参加から生じる消費効用のもう 1 つの指標であろうし、社会的環境のメルクマールは参加に関わるサンクションの可能性の代理変数として解釈されよう。しかし投票参加についての発展型 MFS 説明で期待されるのは、一次的である可能性がなくとも、この因子が誘因変数としてののみ関連性があるのではないということである。むしろ政治的関心は最初から状況の定義に影響しているし、加えて投票日スクリプトに緊密に結び付いている。なぜなら、投票規範は見識のある参加を規定しているからである。同様にすでに指摘されているのは、行為者の社会的埋め込みが投票規範の入手可能性に対して重要な影響力を振るうだろうということである。この理論的多義性—誘因変数とし

10 投票参加の社会的な望ましさに基づき、後者の棄権者の一部はまだ決めていないと回答すると仮定される。それによって、一義的に嘘をつく必要なく、社会的により否定的に評価される意図を答えることが避けられるわけである。この考察に基づき、NRW データセットでは、確実な投票者が、未決定者と確実な棄権者の合計に対置された (同様のものとして、Thurner 1998: 189, 259)。この両グルーピングの序数的系列に関して、相対的に妥当な測定から出発することができるのである。

11 個々の独立変数に欠損値がある場合に限り、まずは投票後調査の測定に、次に時間的に明らかにかなり前となる 1 回目の投票前調査に基づいている。

て、および自発的な活性化の加重の規定因子として一は経験的には解消できないので、この2つの変数はMFS説明のテストでは単に統制変数として処理される。

もう1つの統制変数として他者がある。NRWデータセットでは、加えて教育歴と性別が統制されている¹²。学生データセットの分析では、特殊なデータ調査から生じるさらに3つの統制変数が用いられている。すなわち、所属大学、実験グループへの所属（投票行動のパラドクスのプレゼンテーション）、および投票前調査への参加である。

5.3 投票規範

投票規範の内面化度の操作化には複数の指標が用いられる。まず両方のデータセットで、投票参加は民主的な市民義務であるという設問への賛同の度合いがある。しかしこれだけを取りあげると、この標準項目は投票規範への個人的なコミットメントを捉えるには十分ではない。そのためNRWデータセットで加えて考慮されているのは、棄権が良心の呵責をもたらす程度、および棄権が自分のパーソナリティに矛盾する程度である。カナダの学生データセットでは、棄権をした場合には罪責感があるという設問、あるいは、支持している政治的選択肢に勝つ見込みがなくても選ぶことは大切であるという設問に対する賛同が用いられている。これらの項目は、投票規範の個人的で無条件の妥当性の指標とみなすことができる。

学生データセットではさらに第四の指標が用いられている。すなわち、民主主義を守るためには、市民の大多数が投票に行かなければなら

いという設問への賛同の程度である。理論的には、この項目はむしろ投票規範の定着の予測因子である。それゆえ後で行う詳細な分析ではその影響力は分けてとりあげられる。それにもかかわらず、それを内面化度の追加指標としてとり入れることがこのデータセットで正当化されているのは、この項目への賛同が、投票参加が市民の義務であるという評価と最も大きく相関しているからである¹³。このことは、モンリオールの一般の有権者に自身の参加の理由について尋ねたBlaisとThalheimer (1997, これはBlais 2000: 104f.に引用されている)の研究結果と一致している。その研究では、規範的に参加への義務を感じることを主な理由として選挙へ行った回答者78名のうち71名が、民主主義を信じる場合には、そして信じるがゆえにひとは投票へ行くべきだという設問に賛同した。

用いられた諸指標の一次元性は両方のデータセットで探索的因子分析によって確かめることができている。それらの分析の結果は表2に略記してある。因子負荷量はすべての場合で慣習的に「実際上有意」(Hair et al. 1998: 111)とされている値である0.5を超えている。これを自乗すると、その因子（つまり、投票規範の定着として解釈される潜在変数）が説明する項目の回答における分散の配分量が得られる。以下の学生データセットの分析で用いられる因子得点は、「投票規範の定着度」という観察されない変数の回答者における形成を評価しており、個々の指標と比べてより測定誤差に悩まされないものとなっている。NRWデータセットでは、3つの指標を加重なく加算した指数がつくられている¹⁴。

12 学生データセットの分析で性別変数が外されているのは、その欠損値の量が多い（17パーセント）からである。後者はおそらく、同定不可能性を守ろうとするゼミナール参加者の努力を示している。

13 相関係数は0.54であるので、他の2つの指標と市民の義務指標との相関係数よりも大きい（投票は勝つ見込みがなくても重要だという項目については、 $r = 0.49$ 、棄権をした場合には罪責感があるという項目については、 $r = 0.40$ ）。NRWデータセットでは類似に項目が用いられており、投票参加が少ないことが民主主義にとって棄権となりうるかどうかについて尋ねている。もっとも、他の3つの指標とこの変数との多分相関係数は、それらの指標同士のどの相関係数よりも小さい。そのためNRWデータセットでは、上記の3つの指標の使用のみで定着度の妥当な測定が可能となると思われる。

14 これは、「まったく賛同する」「部分的に賛同する」「まったく賛同しない」しか区別していないNRWデータセットの投票規範項目の回答カテゴリ数の少なさに合わせられている。この回答カテゴリと同じ間隔から始めた場合であっても、通常の因子分析の実施には意味がない。そのため一次元性を検証するために多分相関行列に基づく因子分析で計算が為されたが、これは順序尺度の指標から出発しており、因子得点の算出を可能にするものではない（Jöreskog 2002; Kühnel 1996; Muthén 1993）。学生データセットでは、Thomsonの回帰法を用いて因子得点が算出された。ここ係数が算出され、0.71という容認できる値となっている。

表2 投票規範の定着度およびその因子負荷量の指標

変数	NRWデータセット	学生データセット
	因子負荷量	因子負荷量
市民義務 ⁽¹⁾	0.62	0.81
非参加の場合:		
良心の呵責 ⁽²⁾	0.76	---
自責感 ⁽³⁾	---	0.50
性格との矛盾 ⁽⁴⁾	0.85	---
チャンスのない場合でも投票 ⁽⁵⁾	---	0.62
民主主義にとって不可欠 ⁽⁶⁾	---	0.64
固有値	1.69	1.71
説明される分散(%)	56.48	42.73

注: 探索的因子分析(反復主因子); NRWデータセットでは多分相関行列に基づいている。

項目および平均値(標準偏差)は以下の通りである。

(1)「民主主義において、毎回投票に参加するのはすべての市民の義務である」[独語] 0.79(0.37)

「投票することはすべての市民の義務である」[英語] 0.79(0.26)

(2)「自分が投票にいかない場合、後で良心の呵責を感じるだろう」[独語] 0.47(0.45)

(3)「自分が投票に行かない場合、罪責感を覚えるだろう」[英語] 0.54(0.34)

(4)「投票に行かないことは私の性格と矛盾するだろう」[独語] 0.70(0.43)

(5)「私の党や候補者が勝利するチャンスがなくとも、投票に行くことは大事である」[英語] 0.84(0.2)

(6)「民主主義を守るためには、市民の大半が投票することが不可欠だ」[英語] 0.85(0.2)

回答カテゴリ: 1 = 「まったく同意」/ 0.5 = 「部分的に同意」/ 0 = 「まったく同意しない」
[独語] あるいは、1 = 「強く同意」/ 0.66 = 「同意」/ 0.33 = 「不同意」/ 0 = 「強く不同意」[英語]

図1 [本訳では省略] は両方のデータセットにおける投票規範の内面化度の分布を示している。両方のヒストグラムで明らかに負に歪んだ分布が認められるが、最も内面化度の小さい事例はとりわけ学生データセットではほぼ皆無である。灰色の帯と白色の帯を比較すると、この変数の参加行動に対する関係についての第一印象が得られる。学生データセットでは報告された参加が基になっており、NRWデータセットでは参加意図が基になっている。期待されたようにその連関は強く肯定的である。すなわち、参加(意図)が報告された事例の数(灰色の帯)が、投票規範の内面化にともなって増加する。対して参加(意図)のない事例の頻度(白色の帯)は、投票規範が最も強く形成されている領域で非常に小さくなっているのである。

6 経験的分析の結果

多変量の統計分析の結果はまずは回帰分析表で示す。最も重要な結果に限って、統計分析法についてより詳しい知見がなくとも理解できるようそれぞれグラフで図示してある。

6.1 誘因効果の投票規範の内面化度への依存

最初の分析ステップで問題となるのは、投票参加に関連性のある誘因を同定することである。理論的には、さまざまな道具主義的動因や投票参加の消費効用を反映する誘因変数の無限の集合が考えられうる。しかしながら、MFS 仮説の意味のあるテストは、統計的に説明力のある誘因変数についてのみ可能である。わずかにしか投票参加と関連していない誘因については、その影響力が投票規範の内面化度にとまって変異するかどうか

は判断されない¹⁵。以下の分析の出発点は、特定に関しては投票参加についてのRC理論に従い、表7に挙げた誘因変数および統制変数をすべて含む回帰モデルである。この回帰モデルから、意味のある影響力が生じないとみられる誘因変数が1つずつ除かれた（これについては、Hosmer und Lemeshow 2000: 92ff.を参照）¹⁶。紙幅の都合から、

ここではこの分析ステップについて詳細に叙述はできない¹⁷。重要な結果として抑えておくべきなのは、投票参加についての道具主義的なRC理論は確認されていないということである。この理論から予測されるのは、特定の選挙結果への選好がより強く参加を動機づけるほど、市民の期待影響力が大きくなるというものである。しかしながら

表3 誘因変数と投票規範の内面化度との交互作用効果（学生データセット）

	モデル1		モデル2	
内面化度 投票規範 (IW)	1.28 **	(0.26)	1.61 +	(0.96)
重要性(指数)	0.66 **	(0.23)	1.65 +	(0.91)
稀少性(選挙区)	0.26 +	(0.17)	1.10	(0.70)
費用(指数)	-0.93 **	(0.19)	-3.08 **	(0.89)
重要性 x IW	---		-1.31	(1.17)
稀少性 x IW	---		-1.07	(0.90)
費用 x IW	---		2.76 *	(1.10)
24歳以上	0.11	(0.18)	0.05	(0.18)
政治的関心	0.34 +	(0.20)	0.37 +	(0.21)
棄権に反対する友人／家族	0.45 *	(0.21)	0.50 *	(0.22)
ウェスタン・オンタリオ プレゼンテーション 投票 のパラドクス	-0.58 **	(0.12)	-0.59 **	(0.12)
パネル参加 定数	-0.09	(0.11)	-0.08	(0.11)
	0.02	(0.11)	0.02	(0.11)
	-0.69 *	(0.28)	-0.90	(0.74)
σ_y^* (傾向の標準偏差)	2.33		2.36	
N	644		644	
擬似 R^2	0.241		0.254	
-2*対数尤度	544.46		535.47	
χ^2 改善(自由度)			8.99 *	(3)

注：参加報告のロジスティック回帰： y^* 標準化ロジスティック係数
(β^{S_y})；括弧内は標準誤差
+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ (両側検定)

- 15 これについては、出版社のインターネットサイトにある、MFS 仮説の統計的検証可能性についての追加章 (Kroneberg 2011a) を参照。加えて、とりあげる誘因変数の限定は多重共線性を防いでいる。したがって、考察される誘因変数はどれも個々別々にのみならず、投票規範の内面化度との積としても、MFS 仮説1のテストへ導入される。大量の評価パラメータの結果、および積項間の相対的に大きな相関によって、不安定な評価の危険が生じる。
- 16 除かれた変数は、その係数が統計的に有意でなくかつ非常に小さかったか、あるいはその符号がRC理論の理論的期待とは矛盾したものである。尤度比検定によって検証されたのは、除かれた諸変数が偏差の減少に有意には貢献していないということである (Hosmer und Lemeshow 2000: 92ff.を参照)。さらに両方のデータセットで、2つの効用指標を1つの指数にまとめることによって、説明力のある誘因変数と、したがって高い検出力が得られた。NRW データセットでは、これは候補者選好の有無と個人的な関心を最もよく代表している政党の有無であり (選好指数)、学生データセットでは、国政水準および選挙区水準での選挙結果の重要性の感覚である。これらの指標の尺度はそれぞれ同一であった。指数の設定が統計的に正しいことは、同様の回帰係数のよって示唆され、尤度比検定によって確認されている。NRW データセットにおいて指数設定に含意されている仮定は、候補者選好と政党選好をもつ回答者では、これらの選好のうちの1つしかもたない回答者よりも、参加に対する誘因の大きさが2倍になるということである。相反する選好の可能性は、ここでは単純化のために考慮しない。とりわけ投票決定の分析では、この点は系統的にとりいれらるべきだろう。
- 17 開始モデルと一段階ずつの変数選択の要約つきの表は著者から入手可能であり、出版社のインターネットサイトにある追加章にある (Kroneberg 2011b)。

統計的には、一方で影響力期待ないし選挙結果の稀少性の知覚と、他方で選挙結果に関わる効用変数の間にあると予測される交互作用効果の存在の証拠は得られなかった¹⁸。そのため次の分析で

は、道具主義的な誘因効果は除かれる。

無意味な変数を除いて得られた縮小版 RC モデルを表3および表4に挙げた¹⁹。挙げられた係数の解釈について注意すべきは、すべての独立変数

表4 誘因変数と投票規範との交互作用効果 (NRW データセット)

	意図: モデル1	意図: モデル2	報告: モデル1	報告: モデル2
内面化度 投票規範 (IW)	0.81 ** (0.20)	2.91 ** (0.65)	0.47 * (0.21)	1.80 ** (0.59)
自分の票の意義	0.39 + (0.22)	0.63 (0.40)	---	---
選好指数	0.69 ** (0.17)	1.13 ** (0.30)	0.27 (0.18)	0.60 + (0.33)
政党同一視	0.10 (0.12)	0.48 ** (0.21)	0.40 ** (0.13)	0.82 ** (0.25)
民主主義満足	0.27 (0.27)	0.79 (0.49)	0.56 + (0.30)	0.81 (0.55)
機会費用	-0.12 (0.20)	-0.27 (0.31)	---	---
意義 票 × IW	---	-0.42 (0.74)	---	---
選好指数 × IW	---	-1.06 + (0.58)	---	-0.73 (0.59)
政党同一視 × IW	---	-0.96 * (0.46)	---	-0.83 * (0.42)
民主主義満足 × IW	---	-1.21 (0.91)	---	-0.70 (0.88)
機会費用	---	0.42 (0.81)	---	---
女性	-0.04 (0.12)	-0.09 (0.13)	-0.20 (0.13)	-0.26 + (0.14)
年齢	0.01 * (0.00)	0.01 * (0.01)	0.02 ** (0.01)	0.02 ** (0.01)
アビトゥーア	0.01 (0.15)	0.04 (0.16)	0.47 ** (0.18)	0.53 ** (0.19)
実科学校	-0.04 (0.15)	-0.03 (0.16)	0.09 (0.15)	0.13 (0.16)
政治的関心	0.42 (0.31)	0.42 (0.34)	-0.05 (0.30)	-0.09 (0.31)
社会的環境における参加	1.45 ** (0.31)	1.64 ** (0.34)	1.74 ** (0.36)	1.86 ** (0.37)
定数	-2.02 ** (0.34)	-3.02 ** (0.47)	-2.15 ** (0.39)	-2.81 ** (0.50)
σ_y^* (傾向の標準偏差)	2.52	2.44	2.33	2.31
N	861	861	641	641
擬似 R ²	0.363	0.395	0.259	0.278
-2*対数尤度	339.04	322.23	340.01	331.3
χ^2 改善 (自由度)		16.81*(5)		8.71*(3)

注: 参加意図および参加報告のロジスティック回帰: y^* 標準化ロジスティック係数 (β^*y^*); 括弧内は標準誤差

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

18 対応する積項は予測される正の符号と異なり負の値であるか、統計的に有意ではない (すでに論じている Andreß, Hageaars und Kühnel 1997: 411; Blais und Young 1999: 54)。道具主義的な誘因変数の関連性を早まって除かないようにするために、さまざまな後続分析が実施された (交互作用効果の分離評価、諸指標の追加指数への要約、投票規範の内面化度の低い回答者への分析の制限)。しかしながら、期待された交互作用効果はこれらの分析では証明されなかった。

19 このモデルで誘因変数の効果を取りあげると、一連の効果が統計的に意味がないかわずかにしか有意でないということが起こる。このことは、変数の選択を終えてから、それでも統計的に有意な誘因効果のみをモデルに残すという方法上の決定の表現である。それにともなって避けるべきなのは、サンプルへの過剰適応 (Fox 1997: 359; Hosmer und Limeshow 2000: 92)、および、投票規範の内面化度との予測される交互作用効果を含めてはじめて説明力がみえるようになる可能性のある有意変数の排除である。

が単位区間へ変換されたことである²⁰。それらの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得る場合に、参加性向が平均的に変化する強さ（より正確には、標準偏差の大きさ）である²¹。

学生データセットでは、最も強力な誘因効果は参加の費用の知覚から生じている。すなわち、最大の費用の知覚は最小のものと比べて参加傾向を約 0.93 標準偏差減少させている。選挙結果の重要性にも強く統計的に有意な効果があり、参加傾向を約 0.66 標準偏差高めている。対して稀少性の知覚の影響力は明らかにより小さいと思われる ($\beta^{Sy*} = 0.29$)。

NRW データセットでは、変数の選択をまずは**意図的な投票参加**に対して実行することによって、より大きな分析サンプルに依拠することができた。したがって帰結したモデルは**報告された投票参加**に転用された。ここで、自身の票の意義と機会費用の知覚の意義に対して符号の違う有意でない効果が生じた。それゆえ加えて報告された投票参加の RC モデルはこの 2 つの予測子に縮小された。他にも、**参加意図**がとりあげられるか（より小さな選挙後サンプルで）参加報告がとりあげられるかにしたがって、さまざまな影響力の強さの誘因変数が示されている。参加意図の点では、最も強力な誘因効果は候補者および政党の選好（選好指標）の有無から生じている ($\beta^{Sy*} = 0.69$)。自身の票の意義にも有意な効果がある ($\beta^{Sy*} = 0.39$)。対して参加意図は政党一体視、民主主義満足、あるいは機会費用の知覚によっては影響を受けていないようである。ところが参加行動の報告をとりあげると、政党一体視 ($\beta^{Sy*} = 0.40$) と

民主主義満足 ($\beta^{Sy*} = 0.56$) がまさに最も説明力のある誘因変数となっている。

NRW データセットにおける参加の意図と報告の間の相違の可能な解釈は以下の通りである。すなわち、選挙前の週の参加意図は、**実際の知覚と感覚**を反映する誘因によってより強く形成されているように思われるということである。これはあくまで短期的な変化にしたがっている可能性があり、それゆえ投票日には場合によってはもう別様に形成されているものである。これは、参加の報告についてとりわけ比較的**安定した知覚とコミットメント**（政党同一視と民主主義満足）の影響力が確認される理由を説明するだろう。この解釈に基づくと、自身の票の意義の知覚および機会費用が報告された参加行動に対してまったく関連がないということも納得できよう。係数の符号の違いに基づいて、それらは予め、この従属変数のさらなる分析での変数選択の際に除かれた。まさに機会費用の知覚という点では、短期的な振動から一場合によっては投票日でも一生じうるのである。そのため、選挙前の週の測定は、投票日における参加に関連するこの変数の形成とはわずかにしか相関しない。

MFS 仮説 1 が予測するのは、誘因効果の強さが投票規範の内面化度にしたがって系統的に変異するということである。そのためその統計的テストのためには、それぞれの誘因変数と投票規範の内面化度の交互作用効果が評価さなければならぬ。表 3 と 4 に明らかなように、MFS モデルは縮小型 RC モデルを適切に拡張するために、それぞれの誘因変数ごとに投票規範の内面化度との積を追加予測子として回帰方程式に取り込んでい

20 MFS の応用研究では、この単位区間への変換によって、予測される交互作用の方向と強さが最初から回帰係数によって判断できるようになる。したがって、最小のスクリプト定着および最大のスクリプト定着において生じる最大の誘因効果の強さがしばしば問題となる。21 参加性向は統計的な変数であるが、それによって誘因効果の強さをさまざまな回帰モデルを通して比較することができるようになる。これは経験的にもたらされる参加意図と混同されてはならない。参加意図の分析でも参加報告の分析でも算出される。RC アプローチでは、これは参加のは、Winship と Mare が開発した方法の 1 つにしたがって評価された (Long 1997: 69ff.; Winship und Mare 1984: 517)。ここで述べられた、参加性向に対する効果を得るには、通常のロジット効標準化係数についても言及される。

21 参加性向は統計的な変数であるが、それによって誘因効果の強さをさまざまな回帰モデルを通して比較することができるようになる。これは経験的にもたらされる参加意図と混同されてはならない。むしろ行動性向は観察されない計量的変数 y^* であり、参加意図の分析でも参加報告の分析でも算出される。RC アプローチでは、これは参加の主観的期待効果 (SEU) 値と棄権の SEU 値の差に対応する。観察されない参加性向の標準偏差 σ_{y^*} は、Winship と Mare が開発した方法の 1 つにしたがって評価された (Long 1997: 69ff.; Winship und Mare 1984: 517)。ここで述べられた、参加性向に対する効果を得るには、通常のロジット効果をこの標準偏差によって除して求める ($\beta^{Sy*} = b/\sigma_{y^*}$)。したがって、 y^* 標準化係数についても言及される。

る。誘因変数の係数は、投票規範の内面化度が最小の場合に対する最大の誘因効果を表している。積項の係数が示しているのは、投票規範の内面化度が最大の値をとる場合に、この誘因変数が変化仕する仕方である。

NRW データセットにおける参加意図の MFS モデルは、表 4 の第 3 列では外されている (モデル 2)。すべての交互作用効果の**符号パターン**は理論的期待に対応している。投票規範のより強い内面化度は正の誘因効果 (自身の票の意義、選好指標、政党同一視、および民主主義満足) も、機会費用という負の誘因効果と同様に中和している。そのため、最初の 4 つの積項の係数は負であり、五番目は正である。個々の積項の**統計的意義**が非常に混交して出てくるということは、検証力の問題に基づくと驚くべきものではない (これについては、Kroneberg 2011a を参照)。しかしそれも MFS 仮説 1 の査定にとって決定的でないのは、この査定にとってはこの積項の**共通**のテストが問題だからである。このテストは、1 %水準で統計的に有意なモデル改善をもたらしている ($\chi^2(5)=16.81, p<0.01$)。したがって、交互作用効果の包摂はいかなるモデル改善ももたらさないという帰無仮説は棄却される。これは、NRW データセットの**報告された**参加行動にも当てはまる。投票規範が強く内面化されているほど、関連性のある 3 つの誘因変数 (選好指標、政党同一視、および民主主義満足) の正の影響は小さくなる。この積項、あるいは交互作用効果の評価の包摂はここでも統計的に有意なモデル改善に結果している ($\chi^2(3)=8.71, p<0.05$)。

学生データセットでは、参加報告が改めて直接にとりあげられる。ふたたび、同じ像 (表 3 のモデル 2) が生じる。すなわち、より強く内面化された投票規範は、選挙区における投票の稀少性の知覚のより少ない正の影響や投票結果の主観的な重要性和結び付いており、同様に参加費用の知覚のよりわずかな負の影響と結び付いている。これ

らの交互作用効果の考慮によって、統計的に有意なモデル改善をもたらされる ($\chi^2(3)=8.99, p<0.05$)²²。

統制変数の影響下では、両方のデータセットで社会的環境のそれが突出している。社会的環境への参画 (NRW データセット)、あるいは友人や家族の参加に関わる態度 (学生データセット) は、自身の参加と強く相関している。発展型 MFS 説明を背景とすると、これは驚くべきことではない。既述の通り出発点は、行為者の社会的埋め込みが投票規範の活性化にも rc モードでの参加決定における誘因にも作用するというものである。加えて NRW データセットでは、教育歴および年齢の正の効果が生じている。学生データセットでは、ウェスタン・オンタリオの学生は明らかにより小さな参加確率を占めている一方で、政治的関心のわずかに有意な正の効果が生じている (Blais und Young 1999: 44 を参照)。

グラフによる図示

図 2 および図 3 では帯グラフで結果を図示している。帯の高さは参加傾向の平均的变化の評価に対応しており、それはとりあげられる誘因が最小の値ではなく最大の値を示す場合に生じるものである。つまり帯は誘因効果の強さを示している。例えば図 2 の上部の第 1 の帯が示しているのは、政党選好や候補者選好 (**選好指標**) をもつ回答者の参加傾向が、選好する政党も選好する候補者もない回答者の参加傾向よりも約 0.69 標準偏差高いということである。

参加に関連する傾向のあるどの誘因についても、図中では 3 つの帯が出されている。すなわち、灰色の帯は、すべての回答者が投票参加に対する賛否の決定を誘因に依存して行うということから出発する場合の誘因の効果の評価に対応している。この仮定は投票参加についての RC 理論に対応している。黒色および白色の帯は、RC 理論と競合する MFS の理論的期待を図示している。

22 MFS モデルで交互作用効果を考慮することによって統計的に有意なモデル改善をもたらされた場合であっても、擬似 R2 値は縮小型 RC モデルに対してわずかにしか上昇しない。決定的な変化はこのフィット度 [Fitmaß] ではなく、係数評価に関わっている (King 1986: 675ff.)。

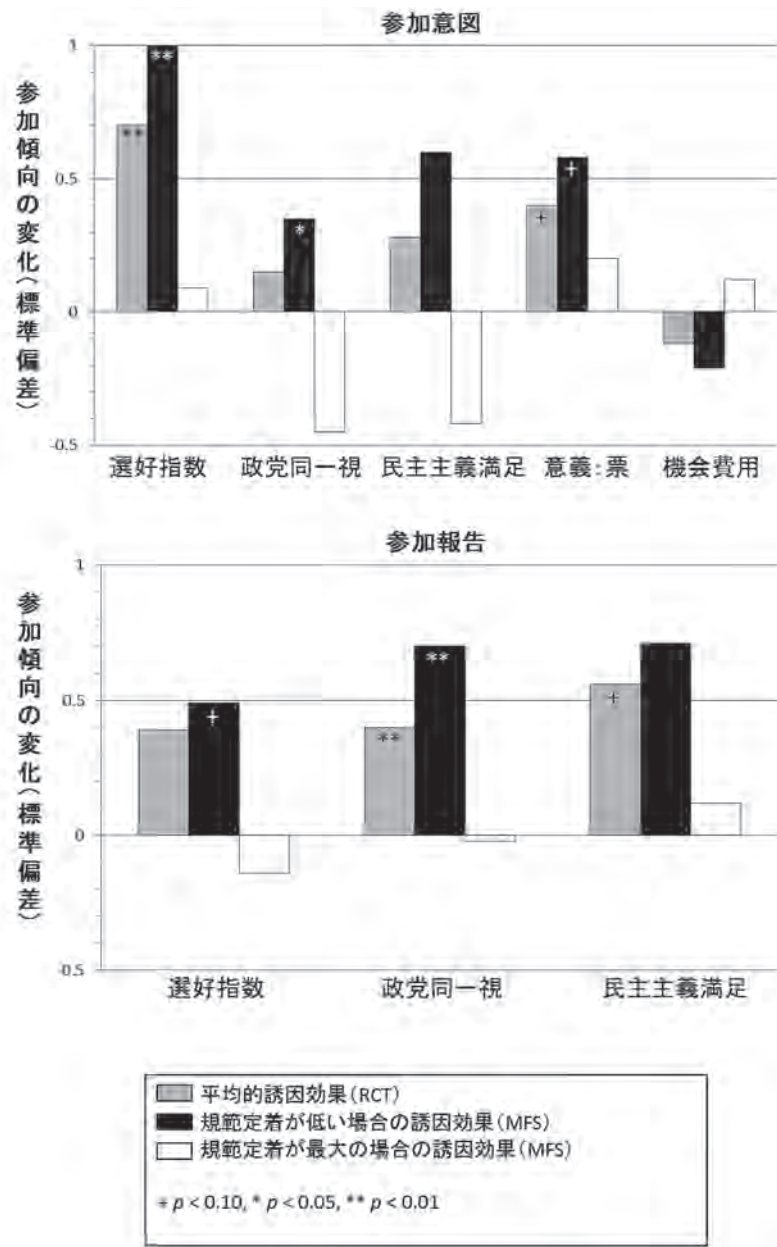


図2 投票規範の内面化度に従属した誘引効果 (NRW データセット)

すなわち、MFS 仮説 1 によると、投票規範の内面化が少ない回答者のみが誘因によって影響を受けると考えられる (黒色の帯)²³。対して投票規範を強く内面化している回答者 (白色の帯) は、有意の値から独立して投票に参加すると考えられる。

3つの帯グラフすべてが明確に示しているのは、MFS 仮説 1 が確かめられているということである。誘因効果は投票規範の内面化が少ない場合の方が、強く内面化された投票規範の場合よりも非常に強い。この相違を考慮してはじめて、参

23 黒色の帯は、内面化度が分析サンプルの 10 パーセントに届かない回答者に対する誘因効果を評価している (10%のパーセンタイル: NRW データセットの 0.17, データセットの 0.53)。11 の条件つき誘因効果の内 8 つは 5%から 10%水準で統計的に有意である。対して前の表では、誘因効果は内面化度の最小の値でとりあげられた。確かにこれらは平均的に、10%パーセンタイルに対するここでとりあげられた条件つき効果よりも、非常に強く評価されている。しかし後者がより確実に評価されるのは、この値の近傍に明らかに過半数の回答者がいるからである。とりわけ、選挙結果の稀少性の知覚 (学生データセット) や参加意図への自身の票の意義 (NRW データセット) が統計的に有意 ($p < 0.05$ あるいは $p < 0.10$) であるのは、それらを、低い最小ではない投票規範の内面化度を有する回答者について評価する場合である。

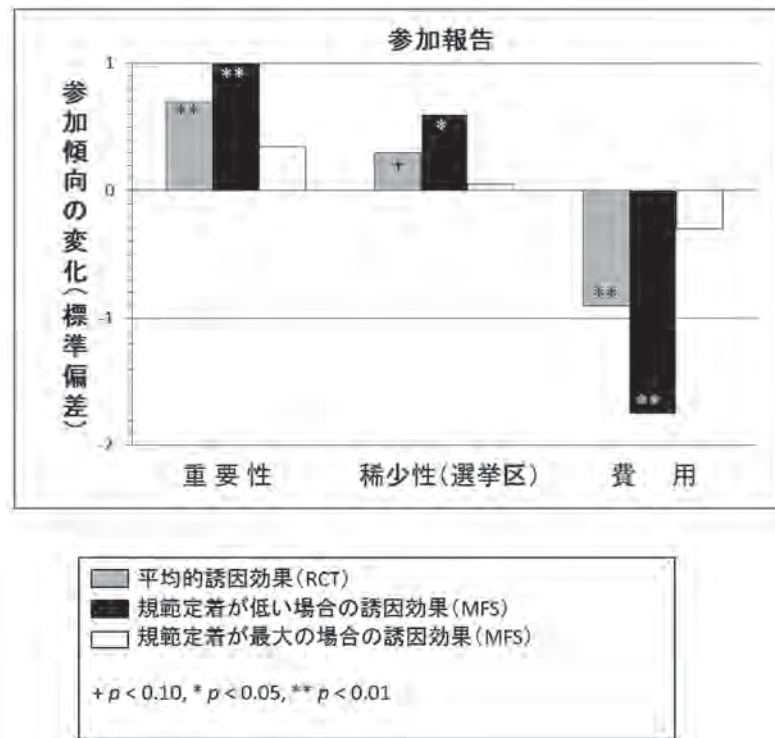


図3 投票規範の内面化度に従属した誘引効果 (学生データセット)

加に対する誘因の真の効力が明らかになる。内面化度が低い回答者グループ (黒色の帯) では、誘因効果は、すべての回答者が誘因に依存して決定するという仮定 (灰色の帯) のもとで生じる平均的な誘因効果より部分的に明らかに強い。多くの誘因の行動関連性は一般に、投票規範の内面化度の高さにしたがって分けられる場合にはじめて見えてくるということは、発展型 MFS 説明が示唆するとおりである。例えばこのことは、NRW における参加意図への政党同一視の影響力に当てはまっている。サンプル全体に対する縮小型 RC モデルに基づくと、この影響力は**存在しない**と結論されるだろう。参加傾向に対する誘因効果は約 0.10 標準偏差のみであり、無視できるほど小さく、統計的にも有意でない効果である。MFS モデルが示しているのは、政党同一視が影響力をもたないという結論が誤っているだろうということである。黒色の帯は、投票規範がわずかにしか内面化されていないという条件下での政党同一視の効果に対応している。それによれば、参加傾向は低い内面化度の場合に政党同一視によって約 0.48 標

準偏差上昇する。つまりこの条件つき効果は RC モデルにおける無いに等しいわずかな平均効果のおよそ 5 倍大きい。したがって、投票規範の内面化度との統計的に有意な交互作用効果が、政党同一視の誘因作用をはじめて生じさせるのである。

上記の結果は MFS 仮説 1 の最初の部分に関わっており、そこで予測されているのは、誘因効果が投票規範の内面化度にしたがって系統的に変異するということである。しかし、その第 2 の部分で交互作用効果の特定の強さを予測している点で、この仮説はさらに進んでいる。すなわち、特に強く投票規範が内面化されている場合では、参加決定は他の誘因からまったく独立であろうということである。この仮説 (の一部) の検証ためには、投票規範の内面化度が**最大**の場合に生じる誘因効果を取りあげなければならない。この条件つき効果は、無いに等しいほどわずかで統計的に有意ではないと考えられる。結果がこの期待も確証していることは明らかである。すなわち、11 の誘因効果はすべて最大の内面化度の場合 (白色の帯) には統計的に有意ではない。平均的に最も強

いまの誘因効果は標準偏差のおよそ3分1しか参加傾向を変化させていないし(図3を参照), 注目すべきはこれが, 誘因がその最小値から最大値へと上昇する場合の評価だということである。残りの係数は非常にわずかな誘因効果に対応しており, そのうち5つは符号が変わっている(それによって逆向きの効果が生じてはいない)。

6.2 投票規範の価値合理的基礎づけ, および状況の定義と行為に対するその影響

—Blais と Young による実験の二次分析—

以下では, 投票参加についての発展型 MFS 説明から導き出される第2および第3の仮説が検証される。そのために, すでに4節で詳細に叙述した Blais と Young (1999) の実験のデータを分析したい。その結果に合わせて仮定するのは, Downs の投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションが実験グループの参加に際して rc モードでのフレーム選択をもたらす傾向にあり, そのモードにおいては, 彼らが投票規範の有意義ないし個人的妥当性を吟味するというものである。実際に示されているのは, プレゼンテーションを受けた学生の方が, 統制グループの学生よりも自身の参加について吟味するというこ

ある²⁴。

以下の分析の中心的な独立変数が形成しているのは, 市民の大多数の投票参加は民主主義の維持にとって不可欠だというイメージである。投票規範の価値合理的基礎づけから出発するのは, この設問に強く同意している場合である。簡便のためにこれを**集合財確信**の有無と名づけることにするが, それは投票参加がここでは「民主主義」という集合財の維持にとって道具的だとみなされるからである。この指標への妥当な値を示している始点サンプルの学生では, わずかに過半数がこの確信を示している(回答者 832 名の 54.33 パーセント)。

集合財確信が3つの回答時点すべてで認められたので, その時間的安定性をとりあげることができる。明らかになっているのは, 1回目の回答時点(投票の5週間前)で集合財確信をもっていた回答者の73.25%が, 2回目の回答(投票の2週間前)でもこの確信を示しているということである²⁵。その間に行われた投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションは集合財確信にはほとんど影響を与えなかった。これが明らかになるのは, 1回目の回答時点で集合財確信をもっていた回答者をとりあげる場合である²⁶。実験グルー

表5 市民義務の知覚の規定因(2回目および3回目の回答時点)

	市民義務 軸2	市民義務 軸3	市民義務 軸3
市民義務 軸1	0.50 ** (0.04)	0.56 ** (0.04)	0.50 ** (0.04)
プレゼンテーション 投票 行動のパラドクス	-0.03 (0.02)	-0.08 ** (0.03)	-0.08 ** (0.03)
集合財確信 軸1	0.08 ** (0.02)	0.03 (0.03)	0.02 (0.03)
KÜ x プレゼンテーション	0.02 (0.03)	0.08 * (0.04)	0.07 + (0.04)
参 加	---	---	0.12 ** (0.02)
定 数	0.36 ** (0.03)	0.31 ** (0.03)	0.27 ** (0.03)
R ²	0.414	0.412	0.453
N	564	460	458

注: 線形回帰・b 係数; 括弧内は標準偏差
+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ (両側検定)

- 24 依拠するのは変数の順序ロジスティック回帰モデルであり, そこでは学生が選挙期間中に, 自分たちが投票に行く気があるかどうかについて吟味していた (OR = 1.53, $p < 0.05$)。これは投票後調査で問われた(回答カテゴリ:「まったくない」「あまりない」「いくらかある」「とてもある」)。
- 25 はじめの2回の回答時点で集合財確信を挙げていた564名の回答者のうち, 22.5パーセントがカテゴリを変えた。同じくらいの変化が投票後調査との間でもふたたび生じた。この変化は, 一部は測定誤差と無回答に帰することができるだろうが, 一部は実際の態度変化にも帰せられるだろう。
- 26 より正確に言うとも, 軸1で集合財確信を示し, 軸1および2でこの変数に妥当な値を示した回答者(N=314)となる。

ブでは、自身の集合財確信を維持した回答者の割合は 69.66 パーセントに達したが、統制グループでは 76.33 パーセントであった。つまり、プレゼンテーションは集合財確信に対しては最大でもわずかな負の効果しかもたなかったのである (OR = 1.40, $p=0.184$)。したがって、民主主義の維持に対する投票参加の道具性についての確信は、投票参加の合理性が *rc* モードで吟味される場合であっても相対的に安定しているようである。他方で、この指標における変化は無視できるものではない。それゆえ参加行動の説明のためには、回答者がプレゼンテーションのあとでも、あるいは一般に 2 回目の回答時点でも集合財確信を支持していたかどうかを考察しなければならない。支持の事例に当てはまった下位グループについては、**安定した集合財確信**の存在とすることにしたい。

MFS 仮説 2 は参加への義務の知覚に関わっている。この構成概念の最も直接的な指標は一般的な市民義務としての投票の評価である。この仮説から予測されるのは、この評価が実験によって誘導されるフレーム選択によって変化されるのだが、投票参加の価値合理的基礎づけはこの再フレーミングと逆向きに作用するだろうというものである。すなわち、プレゼンテーションが義務の知覚を低減させない、あるいは少なくともよりわずかにしか低減させないのは、前もって集合財確信が生じている場合だということである。表 5 の線形回帰モデルがこの仮説をテストしている。義務の感覚の変化をとりあげるために、1 回目の回答時点の評価を統制した上で、2 回目ないし 3 回目の回答時点での市民義務の知覚が分析する。

表 5 の 2 つ目の回帰モデルは予測された交互作用効果を確証している ($p<0.05$)。プレゼンテーションには、予め集合財確信をもっていなかった回答者においてのみ有意な負の効果がある。この回帰モデルは 1 回目と 3 回目の回答の間の変化をとりあげている。対して表 5 の最初の回帰モデルで明らかのように、1 回目と 2 回目の回答時点の

間の変化をとりあげると、この仮説は確証されていない。符号パターンが仮説と一致していても、その効果はここでは、十分に確実に評価できるほどには明らかに足りない。示唆される仮説は、1 回目と 2 回目の軸の時間間隔が短すぎて、義務の知覚に対するプレゼンテーションの作用がまだ十分に示されていないというものである。

もちろん逆に 2 つ目の回帰モデルの結果についても、投票後調査で挙げられた市民義務が (非) 参加の合理化効果によって歪められている可能性があるという論拠から問題にすることもできよう。この論拠に応えるために、さらに報告された参加について統制されている 3 つ目の回帰モデルを評価する。表 5 に明らかのように、交互作用効果の評価において確実性が若干減少している ($p<0.10$) を除いて、統制によって係数は何も変化していない。

以上の分析は状況の定義の構成要素に関わっていた。すなわち、集合財確信の妥当性および投票規範の妥当である。以下では今度は参加行動に対するプレゼンテーションの効果をとりあげる。6 章 4 節に掲載されているように、Blais と Young (1999: 45) による分析では、統計的に有意なプレゼンテーションの負の効果が明らかにされている。プレゼンテーションによって、参加チャンスは平均的に約 1.52 回減っていた ($p<0.05$)。複製可能なこの結果は、848 事例 (実験グループ 243 と統制グループ 605) の分析サンプルに基づいている。

対して以下の分析では、すでに 1 回目の調査時点で回答をした 479 事例のみを用いる²⁷。これらの事例は、相対的に均衡して実験条件と統制条件に分かれている ($n=212$ あるいは $n=267$)。これらの事例についてのみ測定できるのは、プレゼンテーションの前に予め集合財確信が生じていたかどうか、そしてこの確信がその後も維持されたか (**安定した集合財確信**) ということである。このサンプルに基づく、実験の平均効果はおおよそ

27 これらの事例は、6 章 4 節の表 1 のグループ 1, 2, 6, 7, および 9 に対応している。いわゆる標準誤差の Huber-White- あるいは Sandwich 推定法を用いて、被験者のクラスタリングはグループごとに考慮された。この手続きによってここで報告されている結果が再現される。それによって実際、これらの推定の確実性が高められている。もっともこの強力な標準誤差の解釈には疑問が残る。したがって、本書では単に通常の標準誤差を掲載した (同様の論点として Blais und Young 1999)。

半分にしか達せず、統計的に有意ではない (OR = 1/1.26, $p=0.324$)²⁸。とりわけその値の少なさが示唆する結論は、プレゼンテーションからは参加への効果がほとんど生じなかったということである。サンプル全体に基づく結果との差異は観察されていない多様性によって生じているのかもしれない。すなわち、投票後調査のみに参加しているグループがサンプルのその他の部分から系統的に区別される可能性がある。もっとも分析を続けるにあたっては、この点は無視できる。上記のように、特定の条件下ではここで考察されたサンプルにおいてもプレゼンテーションの効果が証明されるのである。

MFS 仮説3は、MFSにおいてプレゼンテーションの効果が特に強く期待される、あるいは

まったく期待されない条件を特定している。出発点となるのは、投票規範への習慣的なコミットメントとその価値合理的に基礎づけられた定着の区別である。投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションが参加を減少させる効果を有すると理論的に期待されるのは、投票規範が一次的に習慣として定着していた場合か、価値合理的な確信が実験によって誘導された反省に耐えられなかった場合である。

使用できるデータでは、習慣としての定着が直接には操作化されない。そのため参加への一般的な傾向の指数として、学生が前年に行われた国民投票に参加したかどうかという問いを用いることとする²⁹。ここには、投票規範の習慣的な遵守も、誘因に制御された投票参加についての「いつ

表6 これまでの参加行動および安定した集合財確信の存在に従属した投票行動のパラドクスのプレゼンテーションの効果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4a	モデル4b
プレゼンテーション 投票行動のパラドクス	- 0.11 (0.11)	0.23 (0.18)	- 0.22 ⁺ (0.13)	0.18 (0.19)	0.38 (0.20)
92年への参加	---	0.74 ^{**} (0.15)	---	0.65 ^{**} (0.16)	0.62 ^{**} (0.16)
プレゼンテーション x 92年への参加	---	- 0.60 ^{**} (0.22)	---	- 0.65 ^{**} (0.24)	- 0.78 ^{**} (0.25)
集合財確信 (KÜ)	---	---	0.26 ⁺ (0.14)	0.25 (0.19)	- 0.06 (0.20)
プレゼンテーション x KÜ	---	---	0.67 ^{**} (0.26)	0.12 (0.32)	- 0.03 (0.32)
92年への参加 x KÜ	---	---	---	- 0.02 (0.26)	- 0.02 (0.26)
投票規範の内面化度 (IW)	---	---	---	1.09 ⁺ (0.56)	1.17 [*] (0.55)
政治的関心	1.03 ^{**} (0.23)	0.94 ^{**} (0.23)	0.75 ^{**} (0.22)	0.62 ^{**} (0.21)	0.40 ⁺ (0.21)
ウェスタン・オンタリオ	- 0.93 ^{**} (0.15)	- 0.84 ^{**} (0.15)	- 0.79 ^{**} (0.14)	- 0.66 ^{**} (0.13)	- 0.54 ^{**} (0.13)
定数	0.51 ^{**} (0.16)	0.05 (0.18)	0.45 ^{**} (0.15)	0.02 (0.17)	- 1.19 ^{**} (0.28)
σ_y	2.04	2.13	2.18	2.45	2.57
N	479	479	479	479	478
擬似 R ²	0.105	0.153	0.156	0.215	0.277
-2*対数尤度	499.58	472.98	471.19	437.92	403.33

注: 参加報告のロジスティック回帰: y^* 標準ロジスティック係数 (β^*y^*); 括弧内は標準偏差
+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ (両側検定)

- 28 このオッズ比を算出するために、表6 (モデル1) に掲載されている、観察されない参加傾向への と掛け合わせ、非標準化ロジット係数の結果を指数化し、その逆関数を取っている。
- 29 この測定仮定が支持的に示している順序ロジスティック回帰モデルは、前年の国民投票に参加した学生が実際に、自分が投票に行くかどうかについてあまり思案しなかったというものである。

もの決定」も表現されうる。行為選択のこの2つの基礎の可能性に対しては、投票行動のパラドクスがその有意性を問われるということが当てはまる。この測定仮定と考察に基づいて、MFS 仮説3は次の1つ目の部分仮説へと翻訳される。

MFS 仮説 3a 投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションが参加傾向を特に強く低減させたのは、前年の国民投票に参加した回答者に対してであった。

2つ目の部分仮説が主題とするのは投票規範の価値合理的に基礎づけの作用であるが、その操作化はすでに説明されている。

MFS 仮説 3b 投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションが参加傾向を低減させなかった回答者においては、民主主義の機能の保持にとって投票参加が中心的であると考えられ、この確信がプレゼンテーションのあとでも維持されていた（**安定した集合財確信**）。

MFS 仮説 3a および仮説 3b が出発点としているのは、投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションが有する学生に対する作用が、彼らに一般に参加への傾向があったかどうか（**前年の国民投票への参加**）、および、身につけている集合財確信を彼らが維持したかどうかにしたがって変異するということである。表6のモデル2およびモデル3はこの交互作用効果の存在をまずは個々にテストしているのである。やはりその係数が示しているのは、独立変数とその最小値ではなく最大値をとった場合に、平均的におよそどれくらいの標準偏差で参加傾向が変化するかということである。推定パラメータの数を多くし過ぎないようにするために、一般的な政治的関心と所属大学のみを統制する。

モデル2が示しているのは、前年に国民投票へ参加した学生に約0.74標準偏差より高く参加傾向があるということである。ただしこのことは統制グループについてのみ当てはまる。投票行動の

パラドクスについてのプレゼンテーションによって、この効果はほとんど完全に消滅する。逆に言うと、プレゼンテーションは前年に国民投票へ参加した学生のグループにおいてのみ参加傾向を減少させている。したがってMFS 仮説3aは明らかに確認されている。

同じことが、安定した集合財確信に関するMFS 仮説3bにも当てはまる。対応する交互作用効果はモデル3で強く、統計的に有意である。安定した集合財確信のない回答者については、プレゼンテーションのわずかな負の効果が示されている ($p < 0.10$)。すなわち、プレゼンテーションによって参加傾向は平均して0.22標準偏差減少している。対して安定した集合財確信のある学生については、期待された通り、プレゼンテーションには参加を減少させる効果がない。さらには、プレゼンテーションはこの下位グループで参加傾向を約0.45標準偏差高めているのである ($= 0.67 - 0.22, p < 0.05$)。この結果は一応理論的期待を超えている。MFSのパスペクティブからは以下のように解釈される。すなわち、投票参加を民主主義の保持にとって必要だとみなし、実験によって誘導されたrcモードへの転換の後でもこの確信を維持した学生にとって、プレゼンテーションは結局規範的確信を強めたのであり、この確信はまさに「現実のためのモデル」(Schluchter 2000: 98)という意味で、モデルと矛盾する証拠によってさえ、そしてそれによってまさに維持されるのである。つまり、十分な理由を案出することによってこの学生たちにおいてさらに強力な定着が生じ、そして投票規範の特に強力な**活性化**が間違いなく生じ、それによって学生たちの参加傾向が高められたのである。

モデル4aはさらに詳細な考察に基づいており、2つの部分仮説が同時にテストされ、互いに関係づけられている。プレゼンテーションと2つの調整変数との3重の交互作用のパタンという結果は、係数の正負と大きさから理論的期待に一致しており、10%水準で統計的に有意である。加えてさらに投票規範の内面化度を統制すると(モデル4b)、それらの諸連環を決定的に変化させること

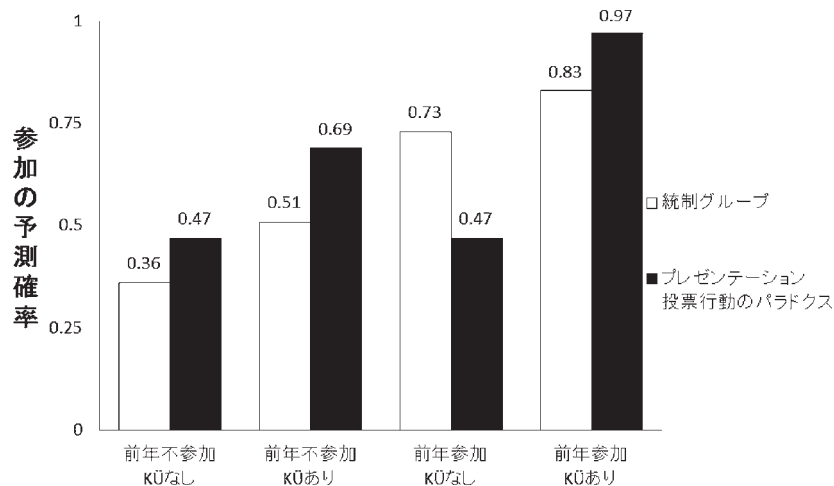


図4 これまでの参加行動および安定した集合財確信の存在に従属した、投票行動のパラドクスのプレゼンテーションが与える参加可能性への効果

なく、さらに大きな推定の確実性 ($p < 0.05$) が得られる³⁰。

グラフによる図示

図4では、モデル4aに基づく3重の交互作用を図示している。図では予測される参加可能性が示されているが、これは交互作用する3つの変数の8つの組み合わせから生じている。統制変数はその平均値で一定に維持された(ウェスタン・オンタリオ、政治への何らかの関心)。

a. 図の右側の2つの帯ペアから明らかのように、プレゼンテーションの最も強い効果は、**前年の投票参加**に対して生じている。集合財確信が存在しない場合、プレゼンテーションは参加確率を約26パーセント減少させている。対して集合財確信があると、参加確率はもともと高い始点水準からプレゼンテーションによって100パーセント近くまで上昇している。したがって参加傾向は、もともと前年の国民投票に参加しており、投票行動のパラドクスを知らされており、それでも身につけた集合財確信を維

持することができた学生において、一義的に最も高いのである。

b. 図の左側の2つの帯ペアは、前年に国民投票に参加しなかった学生に関わっている。この下位グループでは、集合財確信もプレゼンテーションもわずかな正の効果を示しているようである。理論的に考えるのは、この下位グループの一部が、プレゼンテーションによって「投票参加」というテーマについて考えさせられるようになって、自身の棄権を吟味するようになったというものである。もっともその効果は統計的に有意ではない。

c. 単に習慣的に投票規範が定着している場合にプレゼンテーションによる負の効果の強さを明らかにするためには、さらなる比較が役立つ。このため、図4の左から1つ目と3つ目の帯ペアをとりあげる。白色の帯同士の差異は、統制グループにおける前年の参加の強い効果を示している。以前の参加は参加確率を0.36から0.73まで高めている。2つの黒色の帯を比較すると、この相違が投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションによって完全に消滅し

30 注目に値する唯一の違いは、前年に投票へ行かなかった学生の下位グループに関わっている。モデル4aでは、このグループに存在する安定した集合財確信にはわずかに肯定的な効果がある。モデル4bではこの効果はもう生じていない。つまりモデル4aでの効果は単に、集合財確信が生じている場合に平均的により高くなる投票規範の内面化を示しているのである。このことがそれほど驚くべきことではないのは、持続的変数としての集合財確信が、内面化の4つの指標のうちの1つを成しているからである。もっとも集合財確信の二分指標への内面化度の回帰では、説明されない変異の量がつねに70パーセント近くまで達している。つまり、モデル4bでは共線性問題は生じていない。

ている。

このように MFS によって、既存研究と比べてはるかに詳細で理論によって強力に導かれた分析が可能となる。フレーム選択に関しても参加行動に関しても、理論的期待が確認されている。中心的な結果として確定しているのは、投票行動のパラドクスについてのプレゼンテーションによって実験的に誘導されるフレーム選択にはまったく異なる効果があり、それは投票規範が習慣的に定着しているか、あるいは価値合理的に基礎づけられて、この確信が維持されたかにしただけである。

7 結論

経験的分析の結果によって投票参加についての発展型 MFS 説明は確認されている。強く定着した投票規範を有する有権者は、投票意図や投票報告において他の誘因の形成から広範に独立している。対して投票規範があまり定着していない場合は、参加するか否かの決定は参加するための直接間接の費用、選挙結果に対する自身の票の意義の知覚、政党同一視の存在、ないし短期的な政治的選好や民主主義満足の度合いに系統的に依存している。正確な境界線を引くことが難しい場合であっても、有権者は概念上、無条件に参加する中心的な有権者と誘因に依存して決定する市民に分けられる (Engelen 2006; Schoen und Falter 2003)。加えて理論的には、不問のまま投票へ行かない第三の区分が生じる (Plutzer 2002)。もっともこの区分は投票研究において参加へ言及がなされるため、極端に過少に代表され、そのため調べるのが困難である。

MFS 仮説 1 に関して為されたテストは、横断的データによる統計的分析だという点では一般的な留保のもとにある。投票規範の内面化度を実験によって妥当なかたちで操作化するということは (活性化の場合と違って) ほとんど不可能だと

思われるので、今後のテストは縦断的データに基づくことによって、よりリスクの低い仮定のもとで因果推論をできるようにすべきであろう³¹。それによってはじめてとりあげることができるのは、投票規範の内面化がどのくらい変化すると、それに対応して、参加行動ないしそれに対する他の誘因の関連性の変化が帰結するののかということである。対してここで為されている因果推論は検証不可能な仮定に基づいているが、それは、独立変数について同じ値を有する回答者には平均的に同じ参加傾向があるというものである (King, Keohane und Verba 1994: 91)。ただし、結果を歪めている観察されない多様性の存在は完全には排除できるものではない。さらに、反対方向の因果関係が生じている可能性がある。すなわち、以前の投票へ参加したことがある人は自分の行為によって規範的な理想を満たしているというイメージを発達させるのだが、それはこのイメージが将来の参加行動には因果的に影響を与えなくても可能だというものである (Finkel und Muller 1998: 45 を参照)。実際に、彼らの過去の参加と将来の参加はその他の要因からは独立している。

しかしながら、MFS によって仮定される因果関係の発生を支持する論拠がいくつかある。第一に注目すべきは、投票参加への個人的な義務感が因果的に非常に近接した要因であり、それに対応して、参加行動と強く連関しているということである。それゆえ他の諸研究 (例えば、Finkel und Muller) と異なり、この要因は抽象的な態度設問によってのみならず、回答者の感情 (やましさ、罪責感) や自己概念 (自分の性格との矛盾) に関する項目によっても操作化される。このように定着したスクリプトが単なる合理化にすぎないということは、ほとんどありそうにない。疑いなく、このような規範的スクリプトの定着は以前の参加行動の特定の構成要素に反映されている。しかも動態的なパースペクティブをとりいれている研究でさえ、投票日スクリプトが参加行動に対し

31 パネル設計の多数の投票研究があるにもかかわらず、ここで展開した説明にとって中心となる構成概念の適切な指標を含む縦断的データは、管見ではこれまで存在しない。このことはとりわけ、単に市民義務としての投票に対する一般的な態度を捉える標準項目とは異なる、投票参加の義務に対する個人的な感覚に当てはまっている。

て独立して因果的な効果を行行使しているということを理論的な出発点としていたり、その経験的な証拠を提示していたりするのである。このように定着している行為傾向の発生と強化が、投票参加の自己強化効果を説明する中心的メカニズムなのである (Denny und Doyle 2009; Gerber, Green und Shachar 2003: 548f., Green und Shachar 2000: 570f.; Kanazawa 1998, 2000)。

第二に代替となる説明は、ここで為された分析で明らかにされた統計的な交互作用パターンを説明するという課題にさらされるだろうということである。例えば、投票規範の一定の定着が参加に関連性のある固有の効果をもたずに単に合理化を表現しているにすぎないということから出発すると、中心的な費用指標や効用指標が、規範が強く定着している場合に無関連であるということはどうにして説明されるのだろうか。これと関連して第三に、どのような要因が観察されない多様性と想定されるものの背後に隠れていると考えられるか、そしてどのくらいまでこれに基づいて実際に**競合する**説明が定式化されるのかという問題が立てられる。例えば、考察されていないが関連性のある可能性がある一群の要因として遺伝的相違がありうる。実際、投票参加の双子研究では、参加行動のヴァリエーションの 50 パーセント以上に遺伝的起源があるという結果が出ている (Fowler, Baker und Dawes 2008)。ただし、この結果によって投票参加の行為理論的説明が問題とされるわけでは必ずしもない。したがって、この研究者たち自身は規範的な参加への義務感を、遺伝的相違に参加への関連性があるようなメカニズムの可能性として示している (Fowler, Baker und Dawes 2008: 244)。さらに、参加に関連性のある遺伝的相違と向社会的行動一般や政党支持者との連関を支持する経験的証拠が存在する (Dawes und Fowler 2009; Fowler und Dawes 2008)。つまり、MFS 説明の中心に位置する行為理論上の構成概念には、遺伝的相違と参加行動の連関を媒介する仲介変数となる可能性がある。加えて、ほとんどすべての行動領域と同様に、遺伝的な素質と環境の影響との複雑な相互作用関係を考慮しなけ

ればならないので、社会化理論の考察の意義もこの結果によって否定されはしない (Fowler, Baker und Dawes 2008: 243)。

つまり投票参加についての発展型 MFS 説明は、さしあたって、観察されない多様性の可能性についての全般的な証拠を無力化している。Blais と Young (1999) の実験データを再分析する中で考察した MFS 仮説 2 および仮説 3 がまさに示しているのは、回答者の規範的な確信が単なる合理化以上のものだということである。すなわち、投票の有意味性を吟味する見方の中立的な叙述でさえ、場合によっては投票参加を強く減少させうるし、この効果は明らかに、投票規範の妥当性の知覚を弱める状況の定義の変化をとおして作用するのである。反省を促されることよって投票行動を規範的に再フレーミングするようになる確率は、とりわけ「十分な理由」を用いることができるかどうかに依存している。投票参加が民主主義の存続にとって不可欠だという集合財確信のある有権者は、それほど容易に再フレーミングへと動かされることはない。彼らがこの確信を維持する限り、投票行動の有意味性を考察することはむしろ規範を活性化するように作用し、それによって参加の確率を高めるのである。

ここでもっぱら行為理論によって叙述してきた理論的眺望に関して、投票参加についての MFS 説明は、広範に分離したまま彫琢されてきた既存の説明アプローチの統合に役立っている。投票参加の RC 理論は、rc モードでの参加決定の説明については相変わらず有意義である。したがって MFS は、RC モデルが投票参加の絶対数ではなくその変化しか説明できないというしばしばアドホックに定式化されている考え (Blais 2000: 10f.; Blais, Young und Lapp 2000: 199; Engelen 2006: 436; Grofman 1993) に対して、明確な行為理論上の基礎を与えている。ただし変化は、考量している行為者の区分が誘因 (費用, 稀少性など) の変異に対して見られるということからのみ結果しているのではない。むしろ Blais と Young (1999) のデータの再分析が示しているのは、民主的な公共圏におけるコミュニケーション過程の関連性であ

る。この過程には、投票規範の活性化や定着を形成し、それによって有権者の区分においてモード転換を引き起こす潜在力がある。したがってMFSによって、投票行動のRC理論は「新制度主義の」アプローチと対話することができるようになる。このアプローチでは、制度やメンタル・モデル、規則、アイデンティティがますます強調されるようになってきているが（Denzau und Norht 1994; DiMaggio und Powell 1991; March und Olsen 1989）、もっとも「合理的選択理論の代替選択肢となる分析として系統的な分析枠組み」を用意す

るには至っていない（Windhoff-Héritier 1991: 36; 同様に DiMaggio und Powell 1991: 16）。

最後にMFS説明は、投票日における行為状況の内的および外的メルクマールを成している、因果関係上は離れた過程を対象とするアプローチに接続している。すでに言及したように、学習理論の業績は投票日スクリプトの発生や強化ないし弱体化に直接に関係している（Green und Shachar 2000: 571; Kanazawa 1998, 2000）。同様のことが集団に基づく説明アプローチにも当てはまっているが、本書では特に扱ってはこなかった（これにつ

表7 投票参加分析における誘因変数および統制変数

ラベル	問 い	コーディング	平均値(標準偏差)
NRWデータセット(分析サンプル N = 861)[独語]:			
解決能力	「まったく一般的に言って、あなたからみて、ノルトライン・ヴェストファーレン州の問題に最もよく対処することができる政党はありますか。」	1 = 「はい」 / 0 = その他	0.41 (0.49)
利害代表 ⁽¹⁾	「あなたの個人的な政治的な考え方や利害についてお聞きします。次の州議会選挙において、あなたの個人的な利害を他の政党よりもよく代表している政党はありますか。」	1 = 「はい」 / 0 = その他	0.72 (0.45)
業績の差	「ここノルトライン・ヴェストファーレン州での過去5年間で各政党の業績について振り返って、1から5で評価してください。『1』は、政党が州のために非常にたくさんはたらいていた、『5』は政党がまったくはたらいていなかったという意味です。」「[SPD, CDU, FDP, 緑の党]の評価はいくつですか。」	最も良い結果と最も悪い評価の差の符号を逆にした(より高い値が、最も良い政党と最も悪い政党とのより大きな差に対応する); 5種の結果を0から1までに; 個々の「わからない」評価は考慮しない; すべてが「わからない」の場合は最小の結果	0.41 (0.49)
候補者選好 ⁽¹⁾	「あなたのことについて尋ねますが、ここノルトライン・ヴェストファーレン州の首相として好ましい人物はいますか: Johannes Rau, Helmut Linssen あるいは、両者とも異なる。」	1 = 「Helmut Lissen, Johannes Rau」 0 = その他	0.80 (0.40)
自身の票の意義	「あなたは、5月14日の州議会選挙の結果に対して、自分の票の意義をどのように評価していますか。今度の州議会選挙であなたの票には、大きな意義がある、中程度の意義がある、少しの意義がある、ほとんど意義はない、あるいは、まったく意義はない。」	1 = 「大きな意義がある」 / 0.75 = 「中程度の意義がある」 / 0.5 = 「少しの意義がある」 / 0.25 = 「ほとんど意義はない」 / 0 = 「まったく意義はない」	0.73 (0.27)
民主主義満足	「あなたはドイツ連邦共和国における民主主義の機能の仕方について全体的にみて、非常に満足、どちらかという満足、どちらかという不満、あるいは、まったく不満。」	1 = 「非常に満足」 / 「どちらかという満足」 0 = その他	0.57 (0.20)
政党同一視	「あなたはドイツ連邦共和国では多くの人が、ときおり他の政党を選ぶことはあっても、長きわたって特定の政党を選ぶ傾向にあります。あなたの場合はどうでしょうか。あなたは、まったく一般的に言って、特定の政党を選ぶ傾向にありますか。そうであれば、どの政党でしょうか。」	1 = 政党を挙げている 0 = 「どの政党でもない」「わからない」	0.70 (0.46)
政治的関心	「あなたはもともと政治にどのくらい強く関心がありますか」	1 = 「非常に強い」 / 0.75 = 「強い」 / 0.5 = 「中程度」 / 0.25 = 「弱い」 / 0 = 「一般にはない」	0.59 (0.23)
社会的環境における参加	「あなたの家族や親族の有権者はたいして5月14日の州議会選挙へ投票しに行くでしょうか、あるいはたいしては行かないでしょうか、あるいはそのことについては何も言えないでしょうか。また「友人」「同僚」「隣人」についても尋ねた。」	1 = 「たいしては投票に行く」 / 0 = 「言えない/わからない」「何人かは投票に行くが、他は行かない」 / 0 = 「たいしては投票に行かない」 4つの人物グループ(9つの結果)すべてについての指標。単位間隔で再コーディング。	0.79 (0.17)
機会費用	「次の州議会選挙への参加は、自分にとってもっと大事な用があるので控える。」	1 = 「まったく当てはまる」 / 「部分的に当てはまる」 0 = その他	0.07 (0.26)

いては, Geys 2006: 23f. の文献一覧を参照). 遺伝的な素質の関連性にかかわらず, メンタル・モデルの定着と内容における相違はつねに, 個人の政治的社会化や社会的埋め込みの相違も示している. 社会的な影響の過程を形式的にモデル化する可能性はすでにとりわけ RC アプローチで用いられてきたのだが (例えば, De Matos und Barros 2004; Grossman und Helpman 2001), それに加えて, このような集合的現象も適切な架橋仮説によって調査研究にとりいられる. 良い事例としては, すでに言及した投票参加における東西差異

についての MFS 説明である (Becker 2004). 次の重要なステップは, 投票参加から進んで投票決定をとりいれることである. この点で示唆的な研究はすでに Behnke (2001) の論文にある. とりわけ MFS に基づき, この論文は投票決定の統合的な説明を展開しているが, そこでは政党同一視がとりあげられる行為選択を規制している中心的な規範的スクリプトとして投票規範の位置を占めている. いずれにせよ, 投票者行動の分析への MFS の応用をまずは出発点に置くことが, その潜在能力に関わっているのである.

ラベル	問 い	コーディング	平均値(標準偏差)
学生データセット(分析サンプル N = 644)[英語]:			
稀少性(国政)	「カナダ全体を考えて, 今回の選挙はどのくらい身近なものだと思っていましたか。」	1 = 「非常に身近」/ 0.66 = 「どちらかというと身近」/ 0.33 = 「あまり身近ではない」/ 0 = 「まったく身近ではない」	0.58 (0.27)
稀少性(選挙区) ⁽³⁾	「あなたの選挙区では, 今回の選挙はどのくらい身近なものだと思っていましたか。」	1 = 「非常に身近」/ 0.66 = 「どちらかというと身近」/ 0.33 = 「あまり身近ではない」/ 0 = 「まったく身近ではない」	0.51 (0.28)
重要性(選挙区) ⁽³⁾	「あなたの選挙区でどの候補者が今回の選挙で当選することになるのかということは, あなたにとって個人的に, どのくらい重要でしたか. このことがどのくらい重要であったかを, 0 から 10 で示してください. 10 はあなたの選挙区で誰が当選することになるのかということが, あなたにとって非常に大きな違いがあるということ, 0 はまったく違いがないということの意味します。」	0 = 「誰が当選するかは私にとってまったく違いがない」/ … / 0.5 = 「誰が当選するかは私にとっていくらか違いがある」/ … / 1 = 「誰が当選するかは私にとって非常に大きな違いがある」	0.62 (0.3)
重要性(国政)	「つづいて, カナダ全体でどの政党が今回の選挙で勝利することになるのかということは, あなたにとって個人的に, どのくらい重要でしたか. このことがどのくらい重要であったかを, 0 から 10 で示してください. 10 はカナダ全体でどの政党が勝利することになるのかということが, あなたにとって非常に大きな違いがあるということ, 0 はまったく違いがないということの意味します。」	0 = 「どの政党が勝利するかは私にとってまったく違いがない」/ … / 0.5 = 「どの政党が勝利するかは私にとっていくらか違いがある」/ … / 1 = 「どの政党が勝利するかは私にとって非常に大きな違いがある」	0.77 (0.25)
政党傾向	「国政において, あなたは普段いずれかの政党を自分にとってより身近であると考えていますか。」	1 = 「はい」/ 0 = 「いいえ」	0.63
費用 I ⁽²⁾	「投票は容易なことなので, 私には行かない理由がみあたらない。」	1 = 「強く同意」/ 0.66 = 「同意」/ 0.33 = 「不同意」/ 0 = 「強く不同意」	0.33 (0.31)
費用 II ⁽²⁾	「あなたにとって, 投票しに行くことはどのくらい難しいことだと思いますか。」	1 = 「非常に容易」/ 0.66 = 「容易」/ 0.33 = 「困難」/ 0 = 「非常に困難」	0.21 (0.22)
政治的関心	「一般的に, あなたは政治に関心があると言えますか。」	1 = 「非常に多くある」/ 0.66 = 「多少はある」/ 0.33 = 「それほどない」/ 0 = 「まったくない」	0.72 (0.27)
棄権に反対する友人/家族	「私が投票に行かなければ, 家族は私を悪く思うだろう。」 「私が投票に行かなければ, 友人は私を悪く思うだろう。」	1 = 「強く同意」/ 0.66 = 「同意」/ 0.33 = 「不同意」/ 0 = 「強く不同意」; 指数	0.26 (0.24)
92年への参加	「あなたは憲法についての1992年の国民投票の際, 有権者でしたか。」「あなたはその国民投票で投票をしましたか。」	1 = 「はい」/ 0 = 「いいえ」	0.75 (0.44)

注: (1) まとめると選好指数: 0.76(0.33), (2) まとめると費用(指数): 0.29(0.26), (3) まとめると重要性(指数): 0.69(0.23).

NRWデータセットにおけるその他の統制変数: 女性: 0.48, 年齢: 44.16(16.28), 教育歴: アビトゥーア: 0.30, 実科学校: 0.25(Ref.kat.: 国民学校卒/基幹学校卒/退学).

学生データセットにおけるその他の統制変数: 24歳以上: 0.09, パネル参加: 0.63, ウェスタン・オンタリオ: 0.62.

参照文献

- Aldrich, J. H., 1993: Rational Choice and Turnout. *American Journal of Political Science* 37:246-278.
- , 1997: When Is It Rational to Vote? S. 373-390 in: D. C. Mueller (Hg.), *Perspectives on Public Choice. A Handbook*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Andreß, H.-J., Hagenaaars, J. A. und Kühnel, S., 1997: *Analyse von Tabellen und kategorialen Daten. Log-lineare Modelle, latent Klassenanalyse, logistische Regression und GSK-Ansatz*. Berlin: Springer.
- Arzheimer, K. und Falter, J. W., 2003: Wahlen und Wahlforschung. S. 553-586 in: Herfried Münkler (Hg.), *Politikwissenschaft. Ein Grundkurs*. Hamburg: Reinbek.
- Barry, B., 1970: *Sociologist, Economists, and Democracy*. London: Collier-Macmillan.
- Becker, R., 2001: Das Paradox der Wahlbeteiligung, das keines ist. Eine theoretische Rekonstruktion und empirische Anwendung des Ansatz von Downs aus der Perspektive der Theorie subjektiver Werterwartung. S. 553-597 in: H.-D. Klingemann und M. Kaase (Hg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1998*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- , 2002: Voter participation in the 1998 Bundestag Elections: A theoretical modification and empirical application of Down's Theory of Voter Participation. *German Politics* 11: 39-87.
- , 2004: Political Efficiency and Voter Turnouts in East und West Germany. *German Politics* 13: 317-340.
- Behnke, J., 2001: Parteineigung als Fakt oder Parteineigung durch Fakten. Der Einfluss von Issues auf das Wahlerhalten. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53: 521-546.
- Bendor, J., Diermeier, D. und Ting, M., 2003: A Behavioral Model of Turnout. *American Political Science Review* 97: 261-280.
- Blais, A., 2000: *To vote or not to vote? The merits and limits of rational choice theory*. Pittsburgh: University of Pittsburgh Press.
- Blais, A. und Young, R., 1999: Why do People Vote? An Experiment in Rationality. *Public Choice* 99: 39-55.
- Blais, A., Young, R. und Lapp, M., 2000: The calculus of voting: An empirical test. *European Journal of Political Research* 37: 181-201.
- Boudon, R., 1998: Limitations of Rational Choice Theory. *American Journal of Sociology* 104: 817-828.
- , 2003: Beyond Rational Choice Theory. *Annual Review of Sociology* 29: 1-21.
- Brady, H. E., Verba, S. und Schlozman, K. L., 1995: Beyond SES: a resource model of political participation. *American Political Science Review* 89: 271-294.
- Brennan, G. und Hamlin, A., 2000: *Democratic Devices and Desires*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brennan, G. und Lomasky, L., 1993: *Democracy and decision. The pure theory of electoral preference*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brody, R. A. und Sniderman, P. M., 1977: From Life Space to Polling Place: The Relevance of Personal Concerns for Voting Behaviour. *British Journal of Political Science* 7: 337-360.
- Coate, S. und Conlin, M., 2004: A Group Rule-Utilitarian Approach to Voter Turnout: Theory and Evidence. *American Economic Review* 94: 1476-1504.
- Dawes, C. T. und Fowler, H. F., 2009: Partisanship, Voting, and the Dopamine D2 Receptor Gene. *The Journal of Politics* 71: 1157-1171.
- De Matos, J. A. und Barros, P., 2004: Social norms and paradox of elections' turnout. *Public Choice* 121: 239-255.
- Denny, K. und Doyle, O., 2009: Does Voting History Matter? Analysing Persistence in Turnout. *American Journal of Political Science* 53: 17-35.
- Denzau, A. T. und Norht, D. C., 1994: Shared Mental Models: Ideologies and Institutions. *Kyklos* 47: 3-31.

- DiMaggio, P. J. und Powell, W. W., 1991: Introduction. S. 1-38 in: W. W. Powell und P. J. DiMaggio (Hg.), *The New Institutionalism in Organizational Analysis*. Chicago: University of Chicago Press.
- Downs, A., 1957: *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper & Row.
- Edlin, A. S., Gelman, A. und Kaplan, N., 2007: Voting as a Rational Choice. Why and How People Vote to Improve the Well-Being of Others. *Rationality and Society* 19: 293-314.
- Engelen, B., 2006: Solving the Paradox. The Expressive Rationality of the Decision to Vote. *Rationality and Society* 18: 419-441.
- Esser, H., 2003: Die Rationalität der Werte. Die Typen des Handelns und das Modell der soziologischen Erklärung. S. 154-188 in: A. Bienfait, G. Albert, C. Wendt und S. Sigmund (Hg.), *Das Weber-Paradigma*. Tübingen: Mohr (Siebeck).
- Feddersen, T. und Sandron, A., 2006: A Theory of Participation in Elections. *American Economic Review* 96: 1271-1282.
- Ferejohn, J. und Fiorina, M. P., 1974: The Paradox of Not Voting: A Decision Theoretic Analysis. *American Political Science Review* 68: 525-536.
- Finkel, S. E. und Muller, E. N., 1998: Rational Choice and Dynamics of Collective Political Action: Evaluating Alternative Models with Panel Data. *American Political Science Review* 92: 37-50.
- Fowler, J. H., 2006a: Altruism and Turnout. *Journal of Politics* 68: 674-683.
- , 2006b: Habitual voting and behavioral turnout. *Journal of Politics* 68: 335-344.
- Fowler, J. H., Baker, L. A. und Dawes, C. T., 2008: Genetic Variation in Political Participation. *American Political Science Review* 102: 233-248.
- Fowler, J. H. und Dawes, C. T., 2008: Two Genes Predict Voter Turnout. *Journal of Politics* 70: 579-594.
- Fox, J., 1997: *Applied regression analysis, linear models, and related models*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Gerber, A. und Green, D. P., 1999: Does canvassing increase voter turnout? A field experiment. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 96: 10939-10942.
- Gerber, A. S., Green, D. P. und Shachar, R., 2003: Voting May be Habit Forming: Evidence from a Randomized Field Experiment. *American Journal of Political Science* 47: 540-550.
- Geys, B., 2006: "Rational" Theories of Voter Turnout: A Review. *Political Studies Review* 4: 16-35.
- Green, D. P., Gerber, A. S. und Nickerson, D. W., 2003: Getting Out the Vote in Local Elections: Results from Six Door-to-Door Canvassing Experiments. *Journal of Politics* 65: 1083-1096.
- Green, D. P. und Shachar, R., 2000: Habit Formation and Political Behaviour: Evidence of Consuetude in Voter Turnout. *British Journal of Political Science* 30: 561-573.
- Grofman, B., 1993: Is Turnout the Paradox that Ate Rational Choice Theory? S. 93-103 in: Bernard Grofman (Hg.), *Information, Participation, and Choice: An Economic Theory of Democracy in Perspective*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Grossman, G. M. und Helpman, E., 2001: *Special Interest Politics*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. und Black, W. C., 1998: *Multivariate Data Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hardin, R., 1982: *Collection Action*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Hosmer, D. W. und Lemeshow, S., 2000: *Applied Logistic Regression*. New York: Wiley.
- Jankowski, R., 2002: Buying a Lottery Ticket to Help the Poor. Altruism, Civic Duty and Self-Interest in the Decision to Vote. *Rationality and Society* 14: 55-77.
- Jöreskog, K. G., 2002: "Structural Equation Modeling with Ordinal Variables using LISREL." URL: <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/ordinal.pdf>. Stand: 29.03.2009.
- Kanazawa, S., 1998: A Possible Solution to the Paradox of Voter Turnout. *Journal of Politics* 60: 974-995.

- , 2000: A New Solution to the Collective Action Problem: The Paradox of Voter Turnout. *American Sociological Review* 65: 433-442.
- King, G., 1986: How Not to Lie with Statistics: Avoiding Common Mistakes in Quantitative Political Science. *American Journal of Political Science* 30: 666-687.
- King, G., Keohane, R. O. und Verba, S., 1994: *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research*. Princeton: Princeton University Press.
- Kirchgässner, G., 1992: Toward a theory of low-cost decisions. *European Journal of Political Economy* 8: 305-320.
- Klein, M., 2002: *Wählen als Akt expressiver Präferenzoffenbarung. Eine Anwendung der Conjoint-Analyse auf die Wahl zur Hamburger Bürgerschaft vom 21. September 1997*. Frankfurt am Main: Lang.
- Knack, Stephen, 1992: Civic norms, social sanctions, and voter turnout. *Rationality and Society* 4: 133-156.
- Knack, Steve, 1994: Does rain help the Republicans? Theory and evidence on turnout and the vote. *Public Choice* 79: 187-209.
- Kroneberg, C., 2006: Die Erklärung der Wahlteilnahme und die Grenzen des Rational-Choice-Ansatzes. Eine allgemeines Modell des Handelns. *Zeitschrift für Soziologie* 33: 186-205.
- , 2007: Wertrationalität und das Modell der Frame-Selektion. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*.
- , 2011a: Zusatzkapital 2 zu „Die Erklärung sozialen Handelns“: Statistische Modellierung und Testbarkeit des Modells der Frame-Selektion. URL.: <http://vs-verlag.de/tu/Kroneberg-Erklaerung>. Stand: 01.06.2011.
- , 2011b: Zusatzkapital 4 zu „Die Erklärung sozialen Handelns“: Variablenselektion zur Identifikation relevanter Anreize in den Anaysen der Wahlteilnahme. URL.: <http://vs-verlag.de/tu/Kroneberg-Erklaerung>. Stand: 01.06.2011.
- Kroneberg, C., Yaish, M. und Stocké, V., 2010: Norms and Rationality in Electoral Prticipation and in the Rescue of Jews in WWII: An Application of the Model of Frame Selection. *Rationality and Society* 22: 3-36.
- Kühnel, S. M., 1996: Linear Panel Analysis of Ordinal Data using LISREL: Reality or Science Fiction? S. 87-112 in: U. Engel und J. Reinecke (Hg.), *Analysis of Change. Advanced Techniques in Panel Data Analysis*. Berlin: de Gruyter.
- , 2001: Kommt es auf die Stimme an? Determinanten von Teilnahme und Nicht-teilnahme an politischen Wahlen. S. 13-42 in: A. Koch, M. Wasmer und P. Schmidt (Hg.), *Politische Partizipation in der Bundesrepublik Deutschland. Empirische Befunde und theoretische Erklärungen*. Opladen: Leske & Budrich.
- Kühnel, S. und Fuchs, D., 1998: Nichtwählen als rationales Handeln: Anmerkungen zum Nutzen des Rational-Choice-Ansatzes in der empirischen Wahlforschung II. S. 317-356 in: M. Kasse und H-D. Klingemann (Hg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1994*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kühnel, S. M. und Ohr, D., 1996: Determinanten der Wahlbeteiligung in der Theorie des rationale Wählers. Eine empirische Untersuchung gefördert von der Fritz Thyssen Stiftung. Abschlußbericht. Köln: Universität zu Köln.
- Levine, D. K. und Palfrey, T. R., 2007: The Paradox of Voter Participation? A Laboratory Study. *American Political Science Review* 101: 143-158.
- Long, J. S., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- March, J. G. und Olsen, J. P., 1989: *Rediscovering Institutions. The Organizational Basis of Politics*. New York: The Free Press.
- Mensch, K., 1999: *Die segmentierte Gültigkeit von Rational-Choice-Erklärungen. Warum Rational-Choice-Modelle die Wahlbeteiligung nicht erklären*

- können*. Opladen: Leske & Budrich.
- Merkel, W., 1999: *Systemtransformation. Eine Einführung in die Theorie und Empirie der Transformationsforschung*. Opladen: Leske & Budrich.
- Mueller, D. C., 2003: *Public Choice III*. Cambridge University Press.
- Muthén, B. O., 1993: Goodness of Fit with Categorical and Other Nonnormal Variables. S. 205-234 in: K. A. Bollen und J. S. Long (Hg.), *Testing structural equation models*. Newbury Park: Sage.
- Nownes, A., 1992: Primaries, General Elections, and Voter Turnout: A Multinomial Logit Model of the Decision to Vote. *American Politics Quarterly* 20: 205-226.
- Opp, K.-D., 2001: Why Do People Vote? Cognitive-Illusion Proposition and Its Test. *Kyklos* 54: 355-378.
- Palfrey, T. R. und Rosenthal, H., 1983: A Strategic Calculus of Voting. *Public Choice* 41: 7-53.
- Pappi, F. U., 2002: Stichwort: Wahlen/Wähler. S. 628-637 in: M. Greiffenhagen und S. Greiffenhagen (Hg.), *Handwörterbuch zur politischen Kultur der Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Plutzer, E., 2002: Becoming a Habitual Voter: Inertia, Resources, and Growth in Young Adulthood. *American Political Science Review* 96: 41-56.
- Riker, W. H. und Ordeshook, P. C., 1968: A Theory of the Calculus of Voting. *American Political Science Review* 62: 25-42.
- Schluchter, W., 2000: *Individualismus, Verantwortungsethik und Vielfalt*. Weilerswist: Velbrück
- Schoen, H. und Falter, J. W., 2003: Nichtwähler bei der Bundestagswahl 2002. *Politische Studien* 387: 34-43.
- Thurner, P. W., 1998: *Wählen als rationale Entscheidung. Die Modellierung von Politikreaktionen im Mehrparteiensystem*. München: Oldenbourg.
- Windhoff-Héritier, A., 1991: Institutions, Interests, and Political Choice. S. 27-52 in: R. M. Czada und A. Windhoff-Héritier (Hg.), *Political Choice: Institutions, Rules, and the Limits of Rationality*. Frankfurt am Main: Campus.
- Winship, C. und Mare, R. D., 1984: Regression Models with Ordinal Variables. *American Sociological Review* 49: 512-525.
- Yee, A. S., 1997: Thick Rationality and the Missing "Brute Fact": The Limits of Rationalist Incorporations of Norms and Ideas. *The Journal of Politics* 59: 1001-1039.