論文（*Article*）

経済投票における個人志向性バイアスと党派性バイアスの検証

－平均的因果媒介効果モデルを用いた分析－

Comparing Egotropic and Partisan Bias in Economic Voting in Japan: Using the Average Causal Mediation Effect

大 村　 華 子
Hanako Ohmura

Partisan bias in economic voting has long been discussed in retrospective voting studies, which have focused on the degree to which partisanship mediates the direct effect of sociotropic economic evaluations on voting decisions. In addition to the partisan bias problem, there is also egotropic bias that refers to voters' use of the information cues of egotropic evaluations to assess the more complicated sociotropic economic status. In this article, partisan and egotropic bias among Japanese voters are compared using the Average Causal Mediation Effect (ACME) analysis. Using individual election-year survey data, this analysis obtained the following findings: (1) although partisan bias was limited, egotropic bias is likely to impinge the Japanese electorate after the 2010s; however, (2) the results of ACME analysis should be moderately interpreted because the *sequential ignorability* assumption is not met in almost all estimations.

キーワード：業績投票、経済投票、党派性バイアス、個人志向性バイアス、平均因果媒介効果

Key Words：Retrospective Voting, Economic Voting, Partisan Bias, Egotropic Bias, Average Causal Mediation Effect

近年の経済業績投票（economic retrospective voting）に関する研究においては、有権者の認知バイアスをめぐる問題に関心が注がれている。経済状況を判断するに際して、有権者が直面する認知的負荷は大きい（Healy & Malhotra 2013, Malhotra *et al.* 2009, Healy & Lenz 2014, Malhotra & Kuo 2008, 2009）。そのために有権者は、自らにとってより処理しやすい情報や日頃の意思決定のパターンに依拠し、それらの手がかり（cue）の補助を通じて判断を下そうとする。しかし、身近な手がかりに依拠した判断は、経済状況やそれを進めてきた政府の政策運営を正確に評価するものになるとは限らない。高い認知能力を要する経済業績の評価と政治的な支持をつなげるプロセスにおいて、有権者の意思決定に誤謬が生じることが問題視されることになった（例えば、Huber *et al.* 2012）。

そして経済投票における認知バイアスに関して、最も注目を集めてきたのが「党派性バイアス(partisan bias)」の問題である(Evans & Andersen 2005, Evans & Pickup 2010, Enns *et al.* 2012, Pickup & Evans 2013, Tilley & Hobolt 2015, Healy *et al.*2017)。支持する政党を持つ有権者の場合、経済状況への業績評価に際して、従前の党派性が影響を及ぼすことがある。特に支持政党が政権与党である場合に、現況の経済政策のパフォーマンスが高く評価されやすく、支持政党が野党である場合には低い評価がなされることが指摘されてきた。このように党派性バイアスが作用し、政党支持の効果が内生的に働いている時、業績評価が政府への支持や投票選択に与える効果量は過大に評価されうる。

この党派性バイアスの問題に加えて、近年の経済業績投票に関する研究においては、認知バイアスのひとつとしての「個人志向性バイアス(egotropic bias)」に関心が寄せられている(Tilley *et al.* 2018; Healy *et al.* 2017; Zucco 2013; Margalit 2011; Bechtel & Heinmueller 2011; Healy &Malhotra 2010; Richter 2006)。有権者は、個人の所得といった身近な経済状況に対する評価を意味する個人志向の経済評価(egotropic economic evaluation)をもとに、国レヴェルでの経済成長や景気に対する評価を意味する社会志向の経済評価(sociotropic economic evaluation)に影響を与えることが指摘されている。有権者は社会的なレヴェルでの経済状況に対する評価を求められる際に、個人レヴェルの経済状況の良化・悪化を情報のソースとして利用し、複雑な業績評価をショートカットした意思決定を行っていることが指摘されている。

党派性バイアスは、「支持政党と経済パフォーマンスの評価との間の内生性の問題への対処」という主として方法論上の問題が注目されることで、業績投票における認知バイアスをめぐる研究の中核を占めてきた。これに対して、個人志向性バイアスの問題は、政府支持を説明するための社会志向と個人志向の経済評価という2つの独立変数間の相関・内生性の問題という特徴を持つ。独立変数間の相関に関して多重共線性が問題とされるものの、従属変数と独立変数間の内生性の問題に比して推定上の難点が軽微であるととらえられたことも背景として、個人志向性バイアスに注目する研究は党派性バイアスに関する研究に比して限定的であった。しかし個人志向性バイアスの問題は、理論的な観点からより慎重な検討を要することが示唆される。すなわち、個人志向性バイアスが作用している場合に有権者の経済評価は政府の経済政策のパフォーマンスを正確に評価するものとはならず、政府への帰責をめぐって誤謬が生じる可能性がある。個人志向性バイアスをめぐる方法論上の問題は限定的であるとしても、経済投票に関する理論上、個人志向性バイアスの存否は、重要な分析課題であると考えられる。

本稿は、日本の有権者の経済投票に注目し、個人志向性バイアスの問題にアプローチすることを目的とする。分析に際して、既存の有権者に関する複数の選挙時のサーヴェイ・データを利用し、継時的な分析を進める。また推定においては、個人志向の経済評価に条件づけられる社会志向の経済評価の効果を測定するために、「平均的因果媒介効果(average causal mediation effect: ACME)」の推定を導入する(Hayes 2018, Imai, Keele & Tingley 2010, Imai, Keele, Tingley & Yamamoto 2010, Imai *et al.* 2011, Imai, Keele, Tingley & Yamamoto 2010, Imai *et al.* 2014)。

以下第2節では、個人志向性バイアスをめぐる概念の整理のために先行研究をまとめ、本稿の分析課題、及び方法について概観する。第3節では、ACMEによる推定を進め、分析結果を示す。第4節では結論として、2010年代に入って以降、特に個人志向性バイアスが作用する傾向にある、という日本の経済投票の特徴について論じる。

2．個人の経済状況から、政府に対する支持へのつながり

経済投票の研究においては、有権者が個人志向の経済評価、社会志向の経済評価のどちらに重きを置き、どちらの方がより政府に対する支持や選挙時の投票に結びつきやすいのかという点が検証されてきた（Kinder & Kiewiet 1981; Kiewiet 1983; Nannestad & Paldam 1994, 1997; Alvarez & Nagler 1995; Lewis-Beck & Paldam 2000; Gomez and Wilson 2006; 盛・マッケルウェイン 2015; 遠藤 2009; 中村 2003; 三宅他 2001; 池田 2000; 鈴木 1996; 平野 1993, 1994）。日本の場合、社会志向の経済評価は、「今の日本の景気はどんな状態だと思いますか」という景気質問によって、個人志向の経済評価は、「お宅の現在のくらし向きは、1年前と比べてどうですか」というくらし向き質問によって問われてきた。このように社会志向の経済評価と個人志向の経済評価は、利用されている質問文が異なることから、両者の概念を明確に定義し分け、社会志向性と個人志向性を区別することは問題ないとも考えられる。現に、「社会志向と個人志向の経済評価のどちらの方が、有権者の投票選択を規定しているのか」を問う研究の多くは、両要素の相互排他性を前提として進められてきた。しかしたとえ、社会志向と個人志向の経済評価を特定する質問文が異なるものであるとしても、有権者の認知過程において社会志向性と個人志向性は、どの程度相互に独立のものなのか、あるいは混成するものなのかという点には検討の余地が残されていた。

そして、身近なくらし向きに対する判断と社会的な景気に対する評価が、実際には密接に関係することが指摘されるようになった。ここからは日本における研究に絞って、関連する知見を整理していくことにしよう。代表的な研究として、池田謙一は、1996年と98年の参議院議員選挙時の投票選択に注目し、社会志向と個人志向の経済評価の効果を比較している（池田 2000）。さらに、データが96年次からのパネル・データであったことに着目し、政党スキーマが与える影響を制御してもなお、社会志向の経済評価が政府への支持に対して影響を与えることを明らかにした。また池田は先駆的な理論的考察として、「認知的吝嗇（cognitive miser）」の概念を分析に導入している。池田の分析から導かれた知見を以下に引用しよう（池田 2000: 118）。

> 「自己利害は業績評価に全く無関係であるのではなく、ソシオトロピックな評価を通して内閣業績評価を規定していることを示唆している（なお両者の間にSpearmanの相関係数 で.45の正の相関がある）。その間接パスのあり方はマッツ風の整合/不整合的認知ではなく、むしろ自己の経済状態の認識を情報源として社会の景気の状態を推論するような過程が生じているものと思われる。このことは、認知的吝嗇モデルから考えると何ら不思議はない。つまり、手短な情報（自己の経済状態）をソシオトロピックな状態（景気の状態）の認識に外挿するという認知的ヒューリスティックを用いていると考えられる」

上記引用において既に指摘されているように、社会志向の経済評価と個人志向の経済評価の相関は高い。この点について、データをもとに更に検討を加えておこう。表1は、本稿において順次利用する「日本人の選挙行動（Japan Election Studies: JES）」データ、「東京大学谷口将紀研究室-朝日新聞共同調査」データをもとに、国政選挙時に収集されたサーヴェイ・データに関して、社会志向と個人志向の経済評価の間のケンドール順位相関係数値を示したものである。表1を見ると、90年代に相関係数値は2年間分（95/96年）に関して負の係数値を示すものの、それ以外の時期に関しては正

の符号で統計的に有意である[1]。また、相関係数値に関して、2014年と16年には特に高値になっており、両者の結びつきが強くなっていることが示唆される。こうした分析結果は、経済投票をめぐるどのような実態を反映したものと考えられるであろうか。

表1. 国政選挙年ごとの社会志向と個人志向の経済評価のケンドール順位相関係数値

選挙年	ケンドール順位相関係数値	Z検定
1983(衆・参)	0.275	Z=12.626 (p<0.000)
1993(衆)	0.170	Z=8.89 (p<0.000)
1995	-0.191	Z=-0.937 (p<0.000)
1996	-0.224	Z=-11.669 (p<0.000)
2001	0.107	Z=5.469 (p<0.000)
2003	0.229	Z=12.145 (p<0.000)
2004	0.234	Z=12.525 (p<0.000)
2005	0.221	Z=9.931 (p<0.000)
2007	0.253	Z=11.971 (p<0.000)
2009	0.142	Z=6.881 (p<0.000)
2010	0.150	Z=7.187 (p<0.000)
2012	0.193	Z=8.245 (p<0.000)
2013	0.150	Z=7.187 (p<0.000)
2014	0.429	Z=21.028 (p<0.000)
2016	0.296	Z=12.451 (p<0.000)

ここで注目を要する点は、くらし向きに対する評価から政府支持や投票選択への因果性の問題である。1970年代後半に選挙に関連してのサーヴェイがなされるようになって以降、90年代の半ばにかけて、くらし向きからの直接効果が主として検出される傾向にあった(例えば、平野 1993, 1994)。しかし特に2000年代以降、くらし向きからの直接効果は認められず、代わって景気に関する評価からの直接効果が認められるようになっている(例えば、Taniguchi 2016)。ここからは、特に2000年代以降の場合、くらし向きに対する評価が政府への支持や投票選択に影響を与える程度は認められないかわずかであるにもかかわらず、くらし向き評価から景気評価へという影響は見出されることがわかる。そして景気への評価が政府への支持に影響を与えていることを踏まえると、くらし向きは直接的に政府への支持に影響を与えないとしても、社会的なレヴェルでの経済状況への評価を介して、政府への支持に対して影響を与えていることが想定される。すなわち、個人志向の経済評価から社会志向の経済評価を経て政府支持や投票選択に影響を与える、という2段階からなる因果性が注目されるのである。ここからは、社会志向の経済評価を媒介とする個人志向の経済評価からの媒介効果を検証する必要性が示唆される。

よって分析を通じて、個人志向の経済評価から、社会志向の経済評価を媒介して政府支持や投票選択に至る因果媒介効果が確認されるならば、有権者の経済投票において、個人志向性バイアスが働く可能性が示されることになる。有権者は景気に関する社会志向の経済評価に依拠した経済状況の評価を行うのみでなく、身近な経済状況に対する評価を基盤とした上で社会的な経済状況を検討し、それが政治的支持・意思決定につながるという経路が想定される。

こうした因果経路を検証するにあたって、本稿では、既存のサーヴェイ・データを利用する。既存のデータによって因果媒介効果を検証するために、個人志向の経済評価から社会志向の経済評価を経て政治的支持・意思決定に至る媒介効果を、構造方程式モデリング(structural equation modeling: SEM)をもとにして算出することが望ましいように思われる。あるいは、池田(2000)において試みられたように、社会志向と個人志向の経済評価の2要素からなる交差項を含んだ推定によって、個人志向の経済評価値の変化のもとで、社会志向の経済評価の因果性がどのように推移するのかを信頼区間を明示しながら提示する方法も考えられる。しかし、SEMによる間接効果の推

1　ケンドール順位相関係数値ではなく、ピアソン積率相関係数値を使った結果からは、両者の相関係数は全ての正の符号であり、0.3から0.4と高値を示している。

定、交差項を含む推定にはいくつかの問題点が考えられる。次節では、そうした問題点をまとめつつ、本稿の推定方法について説明する。

3．実証分析

3－1．データと変数の説明

本節では、既存のミクロ・レヴェルでの観察データをもとにして、日本の有権者の党派性バイアスと個人志向性バイアスの継時的な検証を進める。利用するデータは「日本の有権者の選挙行動（Japan Election Studies：JES）」データ、「東京大学谷口将紀研究室・朝日新聞共同調査（東大朝日データ）」データの2種類である。JES系統のデータでは1983年、1993年、1995年、1996年、2001年、2003年、2005年の期間を、東大朝日データでは2007年、2009年、2012年、2013年、2014年、2016年の期間をそれぞれ分析対象とする。

利用する変数は、社会志向の経済評価(1-5)、個人志向の経済評価(1-5)、政党支持（与党支持＝1）、投票選択（政権与党への投票＝1）からなる変数である[2]。

3－2．推定法の説明

分析に際しては、個人志向の経済評価、及び政党支持が社会志向の経済評価を経ることで投票選択に至る、媒介された効果を測ることが求められる。このために、従来であれば、線形構造方程式モデリング（Linear structural equation modeling: LSEM）を利用することが通例であった。LSEMによって、媒介される効果を間接効果として導くという手順である。そして間接効果に対して、ソベル検定（Sobel test）を行うことで間接効果が統計的に有意であるかを検定し、媒介効果が作用しているのかを確かめるという方法がとられてきた。

しかし、今井耕介らによって指摘されたように、LSEMには主として2つの問題点があるとされる（Imai, Keele, Tingley and Yamamoto. 2010）。第一に、LSEMによる間接効果が妥当な因果媒介効果（causal mediation effect）の推定量であるためには、モデルの識別に関する仮定が必要となる。推定モデルにおいて交絡因子がすべて反映されていなければ、LSEMによる間接効果は妥当な推定量とはならない（Imai, Keele, Tingley and Yamamoto 2010: 1-2, Fn1）。モデルの識別をめぐる感度分析（sensitivity analysis）を併用した推定がLSEMにおいてはとられないことにより、交絡要因次第で脆弱な側面を持つことがLSEMの第一の問題であることを今井らは指摘した。

第二に、LSEMが変数間の非線形関係を扱い難いという問題が挙げられる。LSEMは変数間の線形性を仮定する。サーヴェイ・データの分析など離散型変数が多く含まれる構造方程式の場合、媒介変数、目的変数がともに離散型確率変数であることも多い。その場合、ロジット分布を仮定する方法や、誤差が正規分布に従うことを仮定するプロビット・モデルを適用した推定が望ましい。LSEMでは、特定の因果経路に対して非線形関係を仮定した推定が困難であることから、算出された直接効果、間接効果が妥当なものであるとは限らなかった（Imai, Keele, Tingley and Yamamoto 2010, 2）。

こうしたLSEMの問題点を考慮し、本稿では平均因果媒介効果（Average causal mediation effect: ACME）の推定を利用する（Hayes 2018, Imai, Keele & Tingley 2010, Imai, Keele & Yamamoto

---

2　社会志向の経済評価の質問は「今の日本の景気はどんな状態だと思いますか」、個人志向の経済評価の質問は「お宅のくらし向きは1年前と比べてどうですか」というものに対して、「1＝反対」から「5=賛成」の5件尺度からなる指標化である。政党支持に関しては、JES調査に関しては、質問文に若干の変化はあるものの「選挙のことは別にして、ふだんあなたは何党を支持していますか」、東大朝日調査に関して、「多くの人が『長期的に見ると、自分は△△党寄りだ』とお考えのようです。短期的に他の政党へ投票することはもちろんあり得るとして、長い目で見ると、あなたは『何党寄り』と言えるでしょうか。1つだけ○を付けてください」である。

2010, Imai, Keele, Tingley & Yamamoto 2010, Imai *et al.* 2011, Imai *et al.* 2014)。ACMEでは、媒介される／起点となる変数を「処置変数(treatment)」、媒介する／中間点となる変数を「媒介変数(mediator)」、最終的な帰結点となる変数を「結果変数(outcome)」と定める。そのもとでACMEは、反実仮想による因果推論の枠組みのもとで媒介効果を算出することを特徴とする。たとえば起点となる処置変数の値が、「処置がある場合＝1」、「処置がない場合＝0」と変化する際に、処置変数が媒介変数を通じて間接的に結果変数に与える媒介効果をとらえることが可能となる。その推定に際して、非線形の関係に対してはノンパラメトリックまたはセミパラメトリックな推定が可能なように、LSEMからの一般化が図られている。

本章の分析モデルをACMEの枠組みに当てはめると、個人志向性バイアス・モデルの場合、処置変数が個人志向の経済評価、媒介変数が社会志向の経済評価、結果変数が政府への支持や投票選択という設定になる(図1参照)。今井らの手法に依拠することで、媒介変数である社会志向の経済評価、及び結果変数である政府への支持が1から5の値をとる離散型変数であるとしても、媒介変数を従属変数とする方程式、政府への支持を従属変数とする方程式について、ロジスティック分布をもとにした最尤法推定が可能となる。

本稿の分析においては、次の2段階からなる推定モデルを設定する。個人志向性バイアス・モデルの場合に処置変数は個人志向の経済評価、党派性バイアス・モデルの場合に処置変数は政党支持になる。そしていずれのモデルの場合にも、媒介変数は社会志向の経済評価、結果変数は投票選択である。

上記の設定のもと、本稿では以下のモデルを推定する。投票選択における与党投票の確率は、個人志向の経済評価、または政党支持からの直接効果dXと、社会志向の経済評価を介しての媒介効果bMによって規定される。

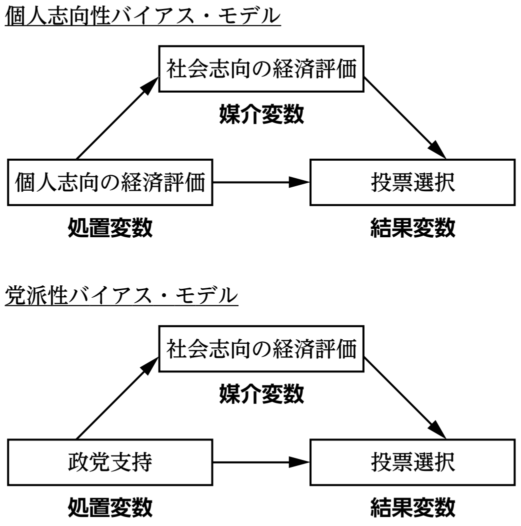


図1. 個人志向性バイアス・モデルと
党派性バイアス・モデルの概念図

$$M = aX + fC_k + eM. \quad (1)$$

$$\mathrm{Y} \sim Binomial(p),$$
$$\eta = dX + bM + gC_k + eY,$$
$$\mathrm{logit}(p) = \eta,$$
$$p = \frac{\exp(dX + bM + gC_k + eY)}{1 + \exp(dX + bM + gC_k + eY)} \quad (2)$$

但し、(1)式は媒介効果Mに関するものであり、aは党派性あるいは個人志向の経済評価Xの係数を意味する。fはk個の交絡因子Cに関する係数行列を指す。eMは媒介効果に関する推定式における誤差項を表す。(2)式は結果変数である投票選択Y={0,1}を意味し、ロジスティック関数にもとづいた推定を進める。dは党派性あるいは個人志向の経済評価Xの係数、bは媒介効果である社会志向の経済評価Mの係数、gはk個の交絡因子Cに関する係数行列を表す。eYは直接効果に関する推定式における誤差項を表す。この両式の設定のもと、tが二項変数である処置の有無、mが媒介変数である社会志向の経済評価の値を表す時、各個

体iに関するACMEδは次式で定義される。

$$\delta_i(t) \equiv Y_i(t, M_i(m)) - Y_i(t, M_i(0)). \quad (3)$$

但し、t={0,1}、m={1,2,3,4,5}である[3]。ここでACMEに関して妥当な推定量を得るためには、「sequential ignorability」の仮定が満たされる必要性が指摘されている(例えば、Imai *et al.* 2010)。sequential ignorabilityは「(a)観察された処置前の共変量の条件下で、処置変数は結果変数と媒介変数から独立であり、(b)観察された処置前の共変量と処置変数の条件下で、媒介変数は結果変数から独立である」との仮定を指す。これを確認するために、(1)・(2)式のeMとeYの相関$Cor[eM,eY]=\rho$として、そのρ値の推移のもとでACMEδがどのように変化するかを確かめる感度分析(sensitivity analysis)が必要とされる。この感度分析の結果については補遺に報告する。

3－3. 分析結果の考察

図2から図5は、政党支持変数と個人志向の経済評価変数のACME、「平均直接効果(average direct effect: ADE)」、そして総合効果(total effect)に関する各選挙年についての推定結果を報告したものである。図2から図3は党派性バイアス・モデルに関する推定結果、図4から図5は個人志向性バイアス・モデルに相当する推定結果である。推定結果の見方は、次の通りである。最上段に位置するACMEという表記の係数値と付随する棒線が平均因果媒介効果とその95パーセントの信頼区間を表す。処置変数が媒介変数を通して結果変数に間接的にもたらす効果であり、本稿において最も関心のある結果となる。そして各グラフ内では、実線と破線の結果が併記されている。ここで実線は、処置変数である個人志向の経済評価または政党支持の値が1(処置)、破線は、処置変数の値が0の時(対照)のACMEを表す。また、ACMEがゼロの線の左側に位置し、棒線がゼロの線に重ならない時にACME値は統計的に有意であり、結果変数に対して負のACMEがもたらされていることを意味する。これに対して、ゼロの線の右側に位置する場合、統計的に有意に正のACMEがもたらされていることを意味する。続いて、ACMEの下段はADEであり、処置変数から直接的に結果変数にもたらされる因果効果となる。ACMEとADEを比較することにより、処置変数が媒介されることで因果効果を持つのか、それとも媒介変数の影響を経ずに結果変数を左右するのか、を比較しながら確かめることができる。

上記の図の見方を踏まえて、党派性バイアス・モデルに関する図2から図3を見ると、2014年の結果に関してわずかにACMEの統計的有意性が確かめられるのみで、各選挙年ともに与党支持のACMEに統計的有意性は認められない。また実線は処置変数である与党支持変数が1の場合、破線は0の場合を表すが、両者の間にも差は認められず、政権与党を支持する場合としない場合で、社会志向の経済評価が媒介される程度は限定的であることも見てとれる。これに対して、ADEは統計的に有意でありその効果量も大きい。

次に個人志向性バイアスに関する図4から図5を見ると、選挙年により異なった傾向が見てとれる。1983年から2001年のデータに関して、ACMEの統計的有意性は認められず、媒介効果は見出されない。言い換えるならば、個人志向性バイアスが、経済投票に介在していたことを示す証拠は認められない。しかし2003年以降、09年の民主党への政権交代時の衆院選を除いて、処置変数である個人志向の経済評価値が十分に大きい時に(個人

3　個人志向の経済評価値に関しては、「5」の値を処置変数として設定している。

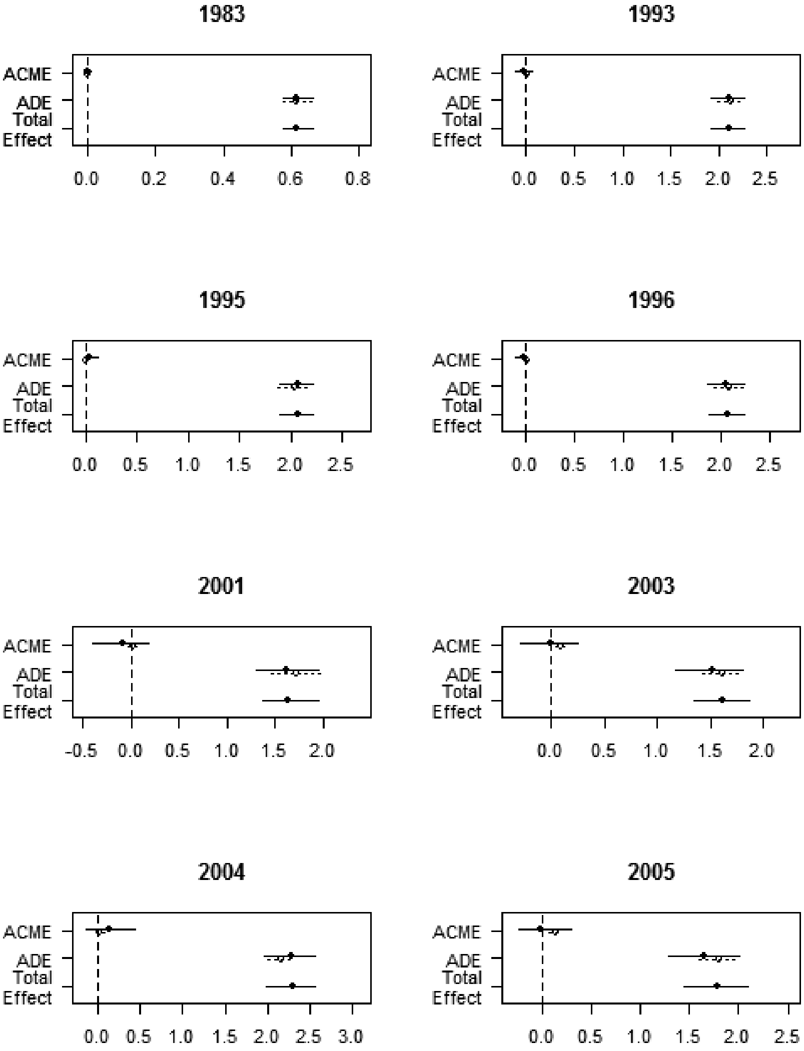


図2. 党派性バイアスに関するACME推定の結果1（1983年－2005年）
（出典：筆者作成）

志向の経済評価値＝5)、社会志向の経済評価を経た媒介効果が統計的に有意である。この結果より、2003年以降、09年の例外を除いて、日本の有権者の経済投票をめぐるメカニズムに、個人志向性バイアスが介在する可能性が示唆される。

しかし、ADEの結果は、さらなる検討の必要性を示唆している。個人志向の経済評価に関して、その直接効果は小さいか、認められないことが近年の研究では示されてきた。社会志向の経済評価の効果に比べて、個人志向の経済評価の効果は穏当であるか、見出されないとする結果が主たるものであった。これに対して、ACMEを算出するための手順のもとで交差項を含んだ推定を行った場合、個人志向の経済評価からの平均直接効果

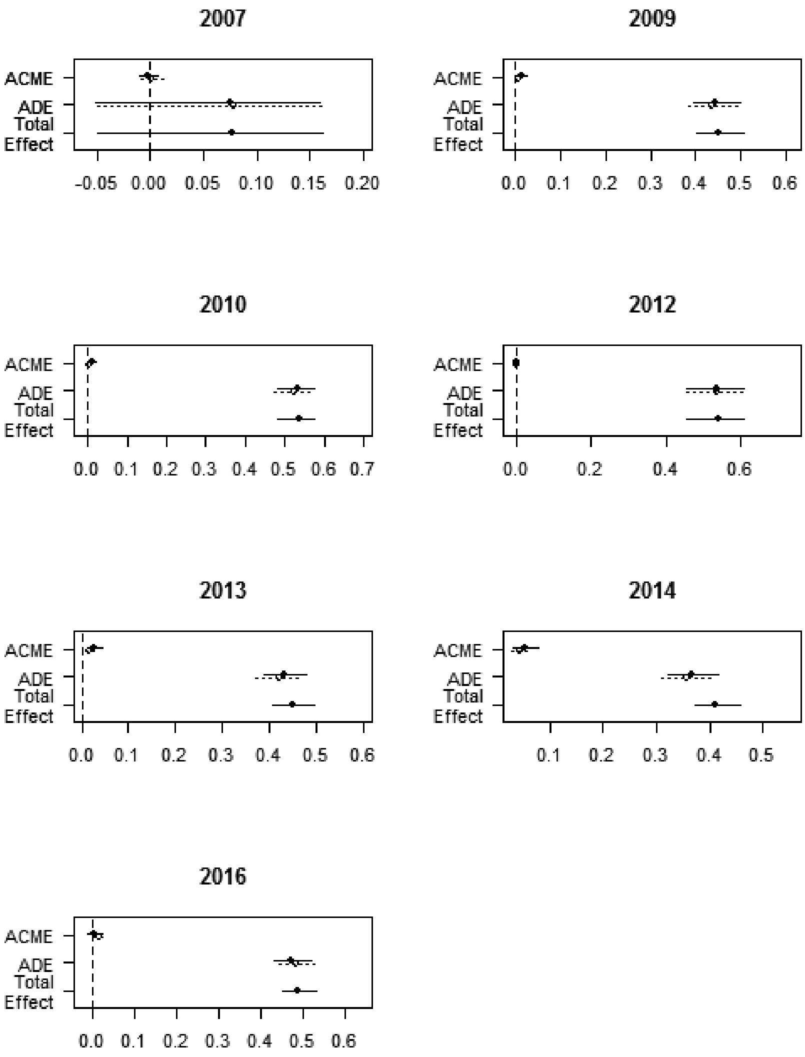


図3. 党派性バイアスに関するACME推定の結果2（2007－2016年）
（出典：筆者作成）

がいくつかの選挙年において、統計的に有意に見出され（2001、05、12、13、14、16年）、そのうち4選挙年においてはADEの方がACMEより大きいことも示されている（2001、05、12、16年）。その点で、媒介効果が直接効果よりも大きい（個人志向からの直接効果がより大きいと）考えられる選挙年は2003、04、07、13、14年の5年度分ということになる。

但し、上記の分析結果は感度分析（sensitivity analysis）のもと、ACMEδ値がゼロになる際の誤差間の相関、誤差が交絡要因によって説明される程度を考慮した場合に、慎重な検討が求められる。本稿の補遺における検討からは、本分析のACME値の関する推定結果が多分に脆弱性のあ

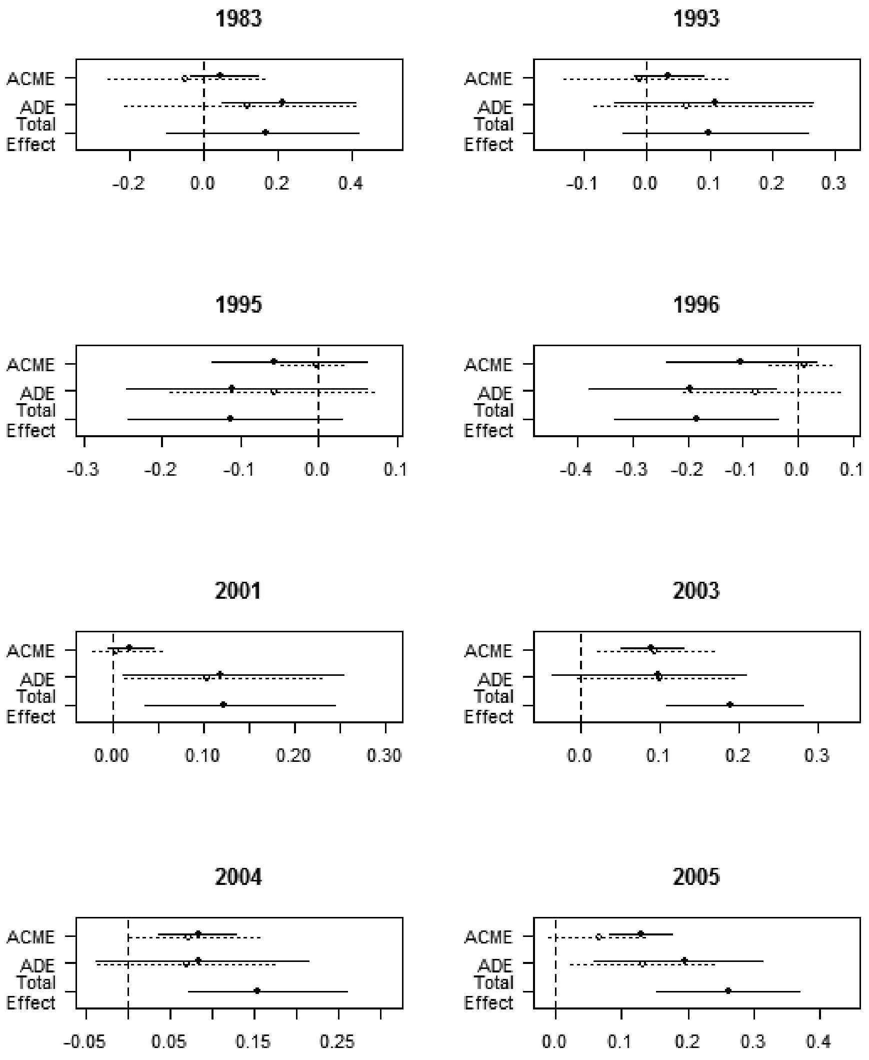


図4. 個人志向性バイアスに関するACME推定の結果1（1983－2005年）
（出典：筆者作成）

るものであり、モデルの特定化に難点をはらむものであることが示唆されている。よって本稿の分析結果はあくまで暫定的なものであり、精微な追試を必要とすることを付言しておきたい。また感度分析の結果については、補遺での報告を参照していただきたい。

4．結論

本稿では、日本における経済投票に、個人志向性バイアスが介在しているのかを、党派性バイアスとの比較検証を通して分析した。分析に際しては、個人志向の経済評価を起点として、それが社会志向の経済評価に媒介されながら、投票選択につながる平均的因果媒介効果(ACME)を測定す

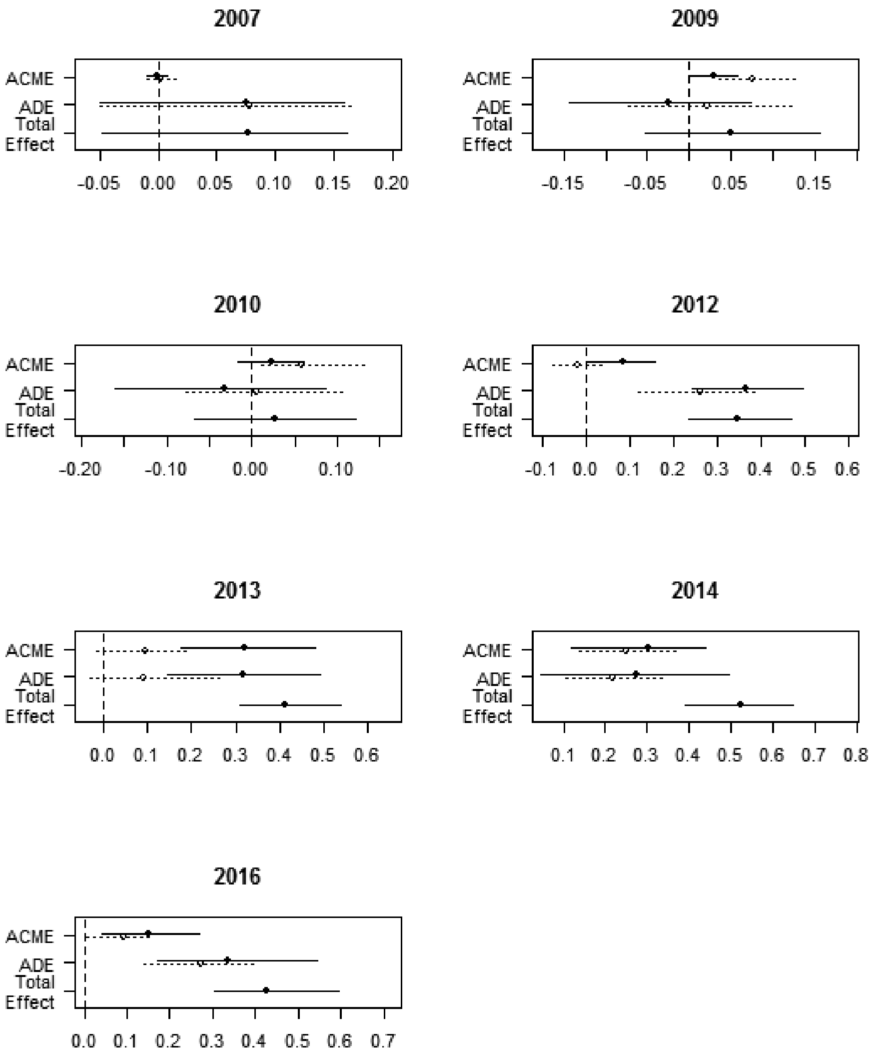


図5. 個人志向性バイアスに関するACME推定の結果2（2007－2016年）
（出典：筆者作成）

るという方法をとった。分析の結果、党派性バイアスは1983年以降の各国政選挙年において確認されなかったのに対して、個人志向性バイアスは、1983年から2001年の選挙時までは確認されなかったが、それ以降の多くの選挙年において認められることが示された。個人のくらし向きから投票選択へという直接的な因果性は限定的であるとしても、身近な経済状況は社会的なレヴェルの経済状況に対する評価に影響を与えるかたちで、政権への評価に間接的な効果を及ぼしている場合がある。この傾向は、2000年代以降の選挙においてほぼ認められ、経済投票における個人志向性バイアスが、2000年代半ば以降の日本の有権者の特徴をなすものであることが示唆される。

但し、本稿の分析結果に関しては留保も必要となる。第一に補遺に示すように、感度分析の結果からは慎重なACMEに対する解釈が求められる。各年度の推定モデルに関して、推定式の誤差項をもとに検討した場合、ACMEδは交絡因子の介在によってゼロに転じる脆弱性があることが示唆されている。これより、本稿の推定モデルの特定化には難点があることが明らかである。モデルの特定化の再考に取り組むことが第一の課題となる。第二に、個人志向性バイアスが働く場合とそうでない場合を分ける要因に関して、新たな仮説を検討することが求められる。ある選挙年をさかいにした変化、衆議院選挙と参議院選挙という国政選挙の種類の違い、経済状態の変化違いといったいくつかの要因が想定されるが、いずれかの要因の妥当性について検証することが第二の課題と考えられる。

参考文献

池田謙一（2000）「98年参議院選挙における投票行動の分析―業績評価変数をめぐって」『選挙研究』15、109-121。

鈴木基史（1996）「日本とアメリカ合衆国における国政選挙のマクロ分析」『選挙研究』11、3-22頁。

中村悦大（2003）「経済投票モデルと政党選択」『選挙研究』18、164-173頁。

平野浩（1993）「日本の投票行動における業績評価の役割」『レヴァイアサン』13、147-167頁。

―――（1994）「政治的評価と経済的評価」『選挙研究』9、93-104頁。

―――（1998）「選挙研究における『業績評価・経済状況』の現状と課題」『選挙研究』13, 28-38頁。

三宅一郎・西澤由隆・河野勝（2001）『55年体制下の政治と経済―時事世論調査データの分析』木鐸社。

盛・マッケルウェイン、ケネス（2015）「株価か格差か―内閣支持率の客観的・主観的経済要因」『レヴァイアサン』57、72-95頁。

Achen, C. H. & Bartels, L. M. (2017), *Democracy for Realists: Why Elections Do not Produce Responsive Government*, Princeton: Princeton University Press.

Alvarez, R. M. & Nagler, J. (1995), 'Economics, Issues and the Perot Candidacy: Voter Choice in the 1992 Presidential Election', *American Journal of Political Science* 39(3), 714–744. Anderson, C. J., Mendes, S. M. & Tverdova, Y. V. (2004), 'Endogenous Economic Voting: Evidence from the 1997 British election', *Electoral Studies* 23(4), 683–708.

Bechtel, M. M. & Hainmueller, J. (2011), 'How Lasting Is Voter Gratitude? An Analysis of the Short- and Long-Term Electoral Returns to Beneficial Policy', *American Journal of Political Science* 55(4), 852–868.

Enns, P. K., Kellstedt, P. M. & McAvoy, G. E. (2012), 'The Consequences of Partisanship in Economic Perceptions', *Public Opinion Quarterly* 76(2), 287–310.

Evans, G. & Andersen, R.(2005), 'The Political Conditioning of Economic Perceptions: Evidence from the 1992-97 British Electoral Cycle', *Journal of Politics* 68(1), 19–22.

Evans, G. & Pickup, M. (2010), 'Reversing the Causal Arrow: The Political Conditioning of Economic Perceptions in the 20002004 U.S. Presidential Election Cycle', *Journal of Politics* 72(4), 1236–1251.

Gomez, B. T. & Hansford, T. G. (2015), 'Economic Retrospection and the Calculus of Voting', *Political Behavior* 37(2), 309–329.

Gomez, B. T. & Wilson, J. M. (2006), 'Cognitive Heterogeneity and Economic Voting: Comparative Analysis of Four Democratic Electorates', *American Journal of Political Science* 50(1), 127– 145.

Hayes, A. F. (2018), *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*, New York: The Guilford Press.

Healy, A. J., Persoon, M. & Snowberg, E. (2017), 'Digging into the Pocketbook: Evidence on Economic Voting from Income

Registry Data Matched to a Voter Survey', *American Political Science Review* 111(4), 771–785.

Healy,A.&Lenz, G. S. (2014), 'Substituting the End for the Whole: Why Voters Respond Primarily to the Election-Year Economy', *American Journal of Political Science* 58(1), 31–47.

Healy, A.& Malhotra, N.(2009), 'Myopic Voters and Natural Disaster Policy', *American Political Science Review* 103(3), 387–406.

Healy, A. & Malhotra, N. (2010), 'Random Events, Economic Losses, and Retrospective Voting: Implications for Democratic Competence', *Quarterly Journal of Political Science* 5(2), 193–208.

Healy, A. & Malhotra, N. (2013), 'Retrospective Voting Reconsidered', *Annual Review of Political Science* 16(1), 285–306.

Huber, G. A., Hill, S. J. & Lenz, G. S. (2012), 'Sources of Bias in Retrospective Decision Making: Experimental Evidence on Voters' Limitations in Controlling Incumbents', *American Political Science Review* 106(04), 720–741.

Imai, K., Keele, L. & Tingley, D. (2010), 'A General Approach to Causal Mediation Analysis', *Psychological Methods* 15(4), 309–334.

Imai, K., Keele, L., Tingley, D. & Yamamoto, T. (2010), 'Causal Mediation Analysis Using R', in H. D. Vinod, ed., *Advances in Social Science Research Using R. Lecture Notes in Statistics*, New York: Springer, 129–154.

Imai, K., Keele, L., Tingley, D. &Yamamoto, T. (2014), 'Comment on Pearl: Practical Implications of Theoretical Results for Causal Mediation Analysis', *Psychological Methods* 19(4), 482–487.

Imai, K., Keele, L., Tingley, D. & Yamoto, T. (2011), 'Unpacking the Black Box of Causality: Learning about Causal Mechanisms from Experimental and Observational Studies', *American Political Science Review* 105(04), 765–789.

Imai, K., Keele, L. & Yamamoto, T. (2010), 'Identification, Inference and Sensitivity Analysis for Causal Mediation Effects', *Statistical Science* 25(1), 51–71.

Kiewiet, D. R. (1983), *Macroeconomics and Micropolitics: The Electoral Effects of Economic Issues*, Chicago: University of Chicago Press.

Kinder, D.R.&Kiewiet, D.R.(1981), 'Sociotropic Politics: The American Case', *British Journal of Political Science* 11(2), 129–161.

Lewis-Beck, M. S. & Paldam, M. (2000), 'Economic Voting: An Introduction', *Electoral Studies* 19(2-3), 113–121.

Malhotra, N. & Kuo, A. G. (2008), 'Attributing Blame: The Public's Response to Hurricane Katrina', *Journal of Politics* 70(1), 120–135.

Malhotra, N. & KuO, Alexander. (2009) "Emotions as Moderators of Information Cue use: Citizen Attitudes towards Hurricane Katrina.", *American Politics Research* 37(2), 301-326.

Margalit, Y. (2011), 'Costly Jobs: Trade-related Layoffs, Government Compensation, and Voting in U.S. Elections', *American Political Science Review* 105(01), 166–188.

Nannestad, P. & Paldam, M. (1994), 'The VP-function: A Survey of The Literature on Vote and Popularity Functions after 25 Years', *Public Choice* 79(3-4), 213–245.

Nannestad, P. & Paldam, M. (1997), 'The Grievance Asymmetry Revisited: A Micro Study of Economic Voting in Denmark,19861992', *European Journal of Political Economy* 13(1), 81–99.

Pickup, M. & Evans, G. (2013), 'Addressing the Endogeneity of Economic Evaluations in Models of Political Choice', *Public Opinion Quarterly* 77(3), 735–754.

Richter, K. (2006), 'Wage Arrears and Economic Voting in Russia', *American Political Science Review* 100(01), 133–145.

Tilley,J. & Hobolt, S. B. (2015), 'Is the Government to Blame? : An Experimental Test of How Partisanship Shapes Perceptions of Performance and Responsibility', *Journal of Politics* 73(2), 316– 330.

Tilley, J., Neundorf, A. & Hobolt, S. B. (2018), 'When the Pound in People's Pocket Matters: How Changes to Personal Financial Circumstances Affect Party Choice', *Journal of Politics* 80(2), 555–569.

Zucco, Cezar(2013) 'When Payouts PayOff: Conditional Cash Transfers and Voting Behavior in Brazil 2002-2010, *American Journal of Political Science* 57(4), 810-822.

補遺：平均因果媒介効果の分析に関する感度分析

本補遺においては、平均因果媒介効果（ACME）に関する感度分析をの結果を報告する。ACMEにおいては、本論(1)式内のeMと本論(2)式内のeYの間の相関係数であるρ=$Cor[eM,eY]$の推移のもとで、処置変数の値に応じたACMEδがどのように推移するのかを感度分析として検討する必要性が指摘されている。ACMEδが0になる場合のρ値の絶対値が十分に大きいならば、交絡因子（confounders）の介在によってもACMEδが0になる可能性は低いと考えられ、推定結果の脆弱性は低いものと考えられる。これに対して、δが0の場合のρ値の絶対値が小さい時、わずかな交絡因子の介在によってACMEδはゼロに転じる可能性がある。

本論の分析に関してこのρ値とδ値の関係性を図示したものが、図A-1からA-8のそれぞれの右側列に当たるグラフである。また表A-1は、年度ごとの各モデルの感度分析に関する結果として、ACME$\delta = 0$になる時、すなわち実線と$\delta = 0$線の交点にあたるρ値である。例えば、図A-1・1983年の場合の$\delta = 0$時のρ値は「0.1」である（表A-1参照）。この結果からは、わずかな交絡要因が推定モデルに含まれることによって誤差の相関は脆弱に変化し、δはゼロになる可能性が高いことが示唆される。感度分析の結果からは、ρ値が0.2以上となる党派性バイアス・モデルに関する2005、2014年時、個人志向性バイアス・モデルに関する2003、2005、2013、2014年時の推定結果を除いて、交絡要因に対する脆弱性が認められ、推定モデルの特定化には問題があることが示されている。

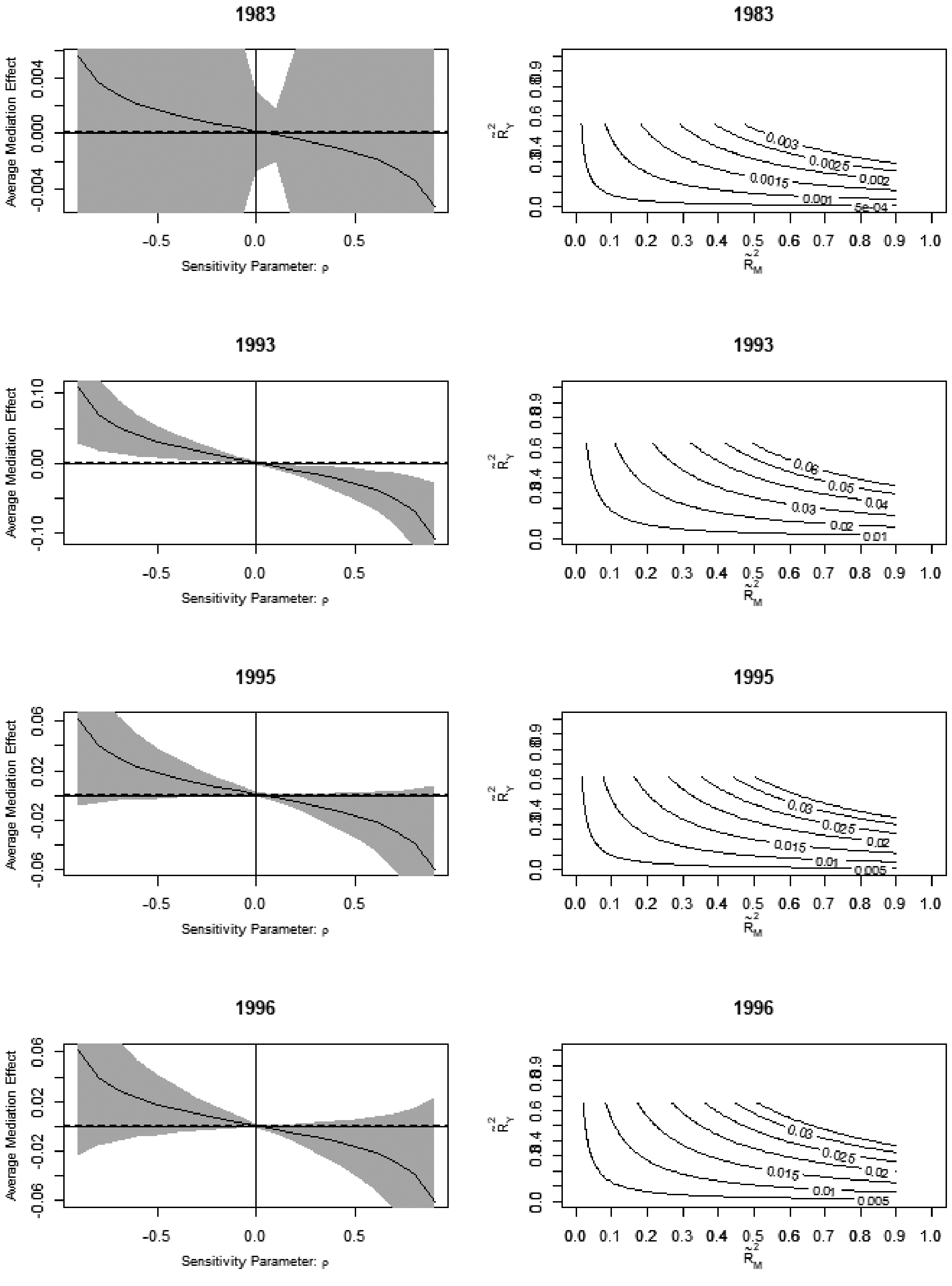
また、図A-1からA-8のそれぞれの左側列に当たるグラフは、媒介効果と直接効果に関する2つの式に関して、観察されない交絡要因によってモデルが説明される程度を表す、決定係数$\tilde{R}^2_M$と$\tilde{R}^2_Y$の関係性を表している。等高線状の各曲線において、「0.00」のラインはACMEδが0になる時の$\tilde{R}^2_M$と$\tilde{R}^2_Y$の推移を示している。例えば図A-1・1983年の場合、$\tilde{R}^2_M$=0.2、$\tilde{R}^2_Y$=0.1の時にδ=0となる。これは媒介効果の式における20％の分散が交絡因子によって説明され、直接効果の式における10％の分散が交絡因子によって説明される時に$\delta = 0$になることを意味する。これらの結果も先の感度分析の結果と同様に、わずかな交絡要因によってACMEはゼロになる可能性が高いことを示している。

このように本補遺における感度分析の結果からは、本論の分析結果に関して慎重な解釈が必要になることが示唆される。

表A-1. 年度ごとのモデルの感度分析の結果

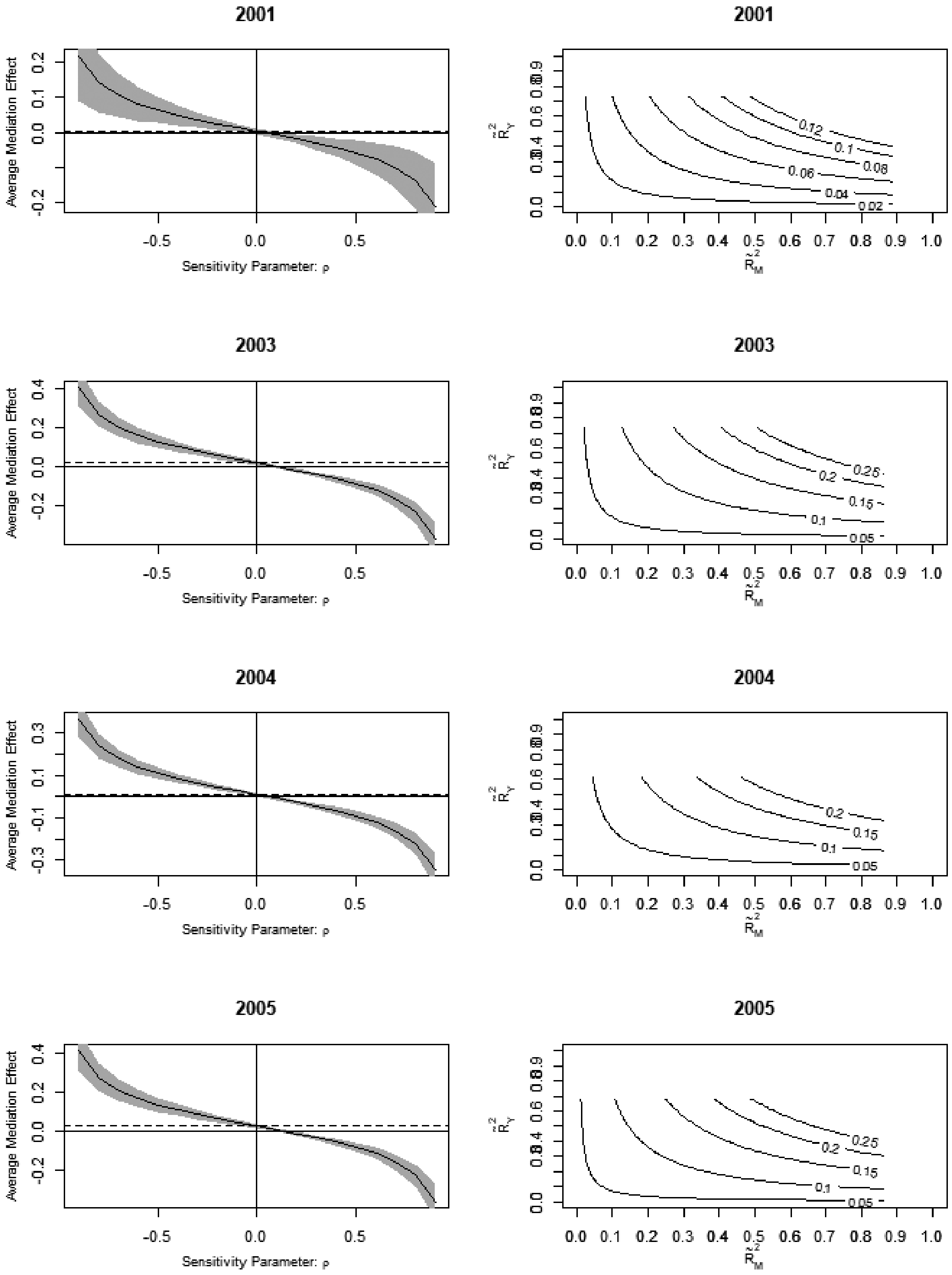
年度	党派性 バイアス・モデル $\rho(\delta=0)$	個人志向性 バイアス・モデル $\rho(\delta=0)$
1983	0.1	0.0
1993	0.0	0.0
1995	0.0	0.0
1996	0.0	0.0
2001	0.0	0.1
2003	0.1	0.2
2004	0.1	0.1
2005	0.2	0.2
2007	0.0	0.0
2009	0.1	0.1
2010	0.0	0.1
2012	0.0	0.0
2013	0.1	0.2
2014	0.2	0.2
2016	0.1	0.1

注：ρは誤差項間の相関$Cor[eM,eY]$を表し、δはACME値を意味する。よって、各数値はACMEδ=0の時のρ値を表す。



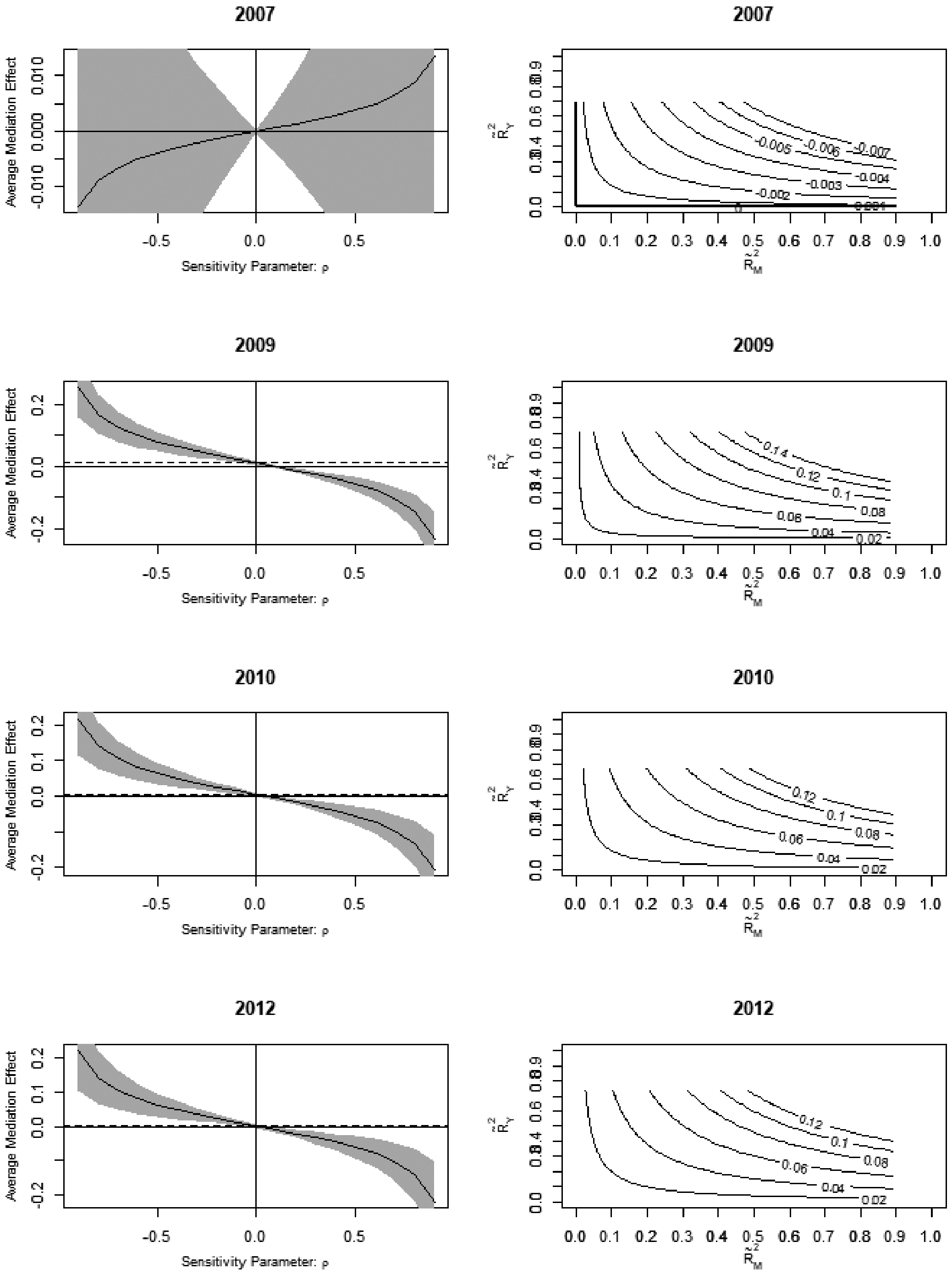
図A-1. 党派性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析1

（出典：筆者作成）

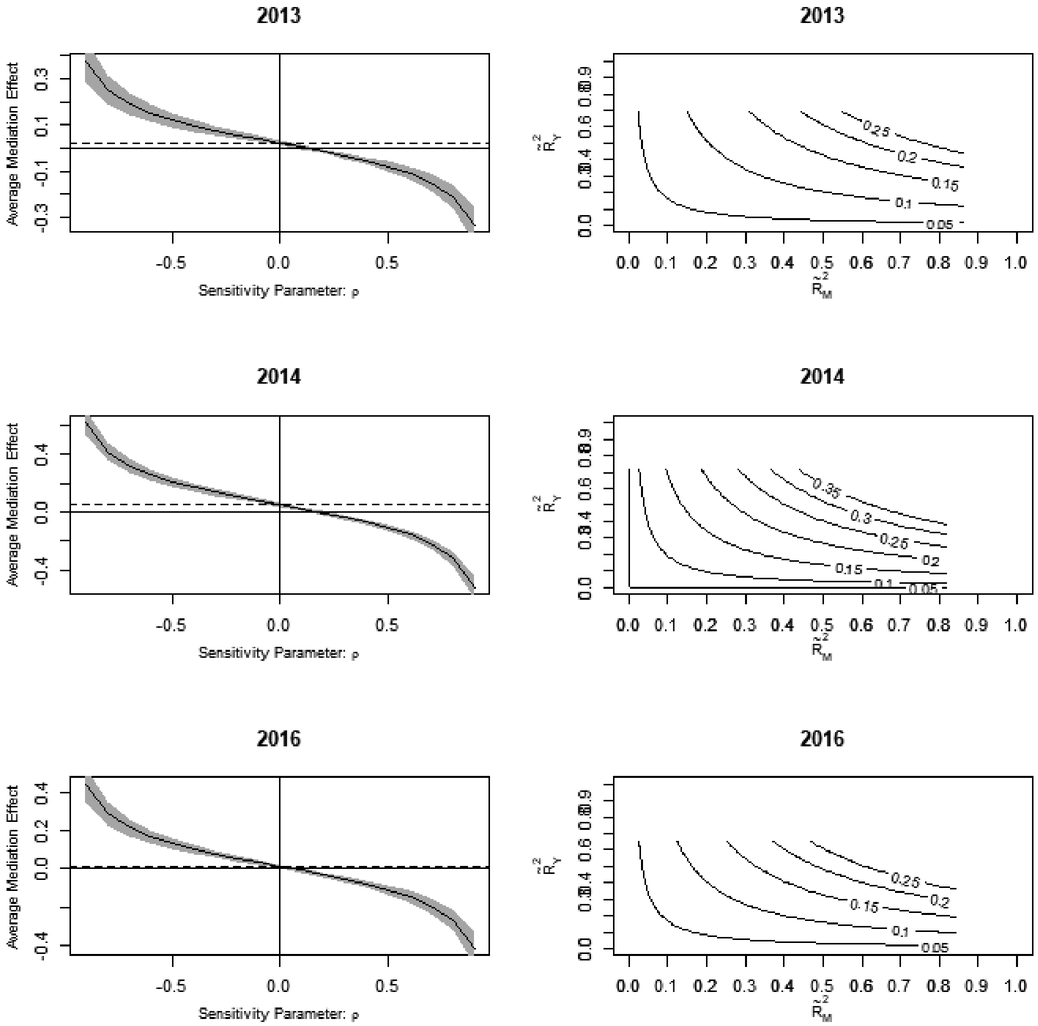


図A-2. 党派性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析2

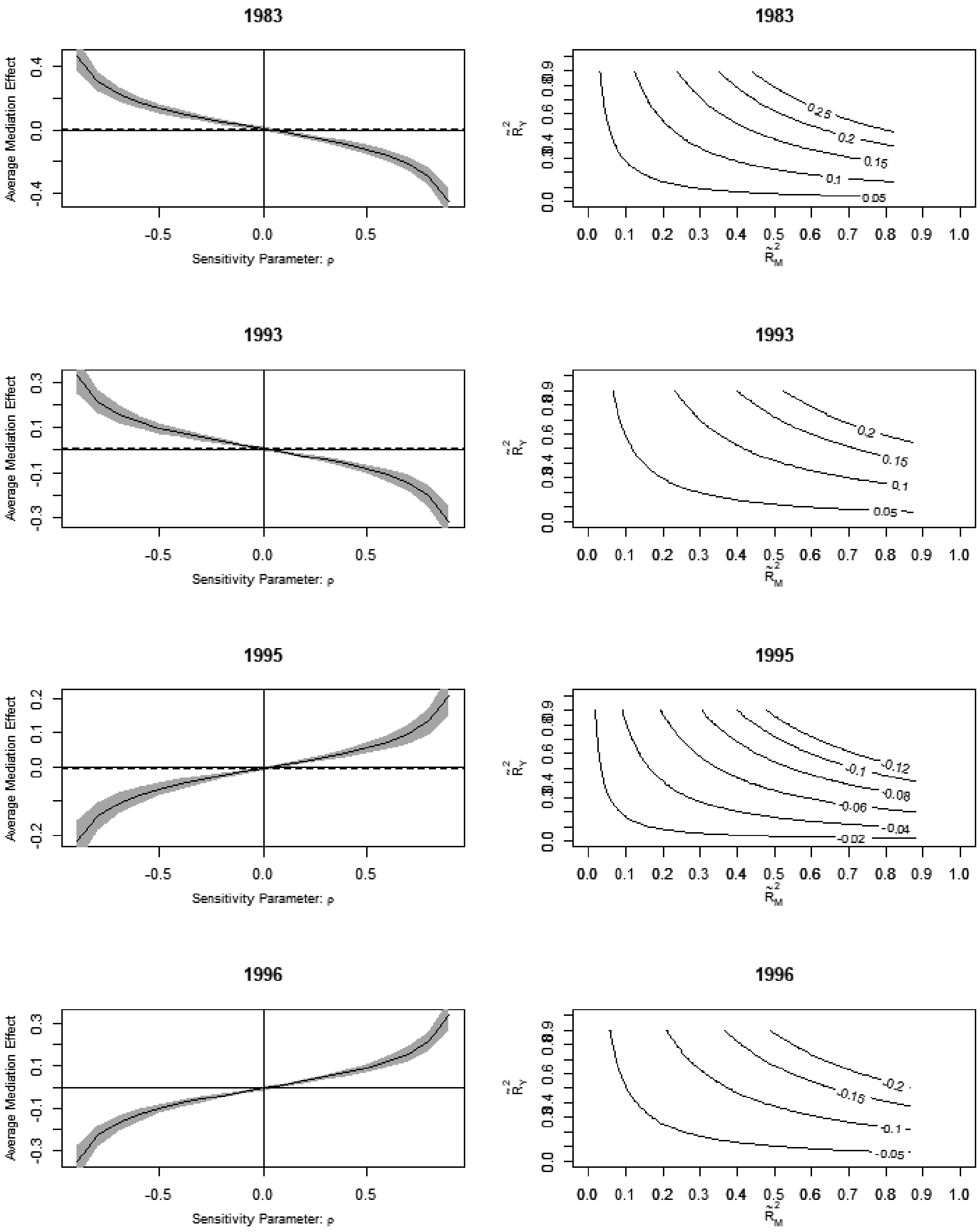
（出典：筆者作成）



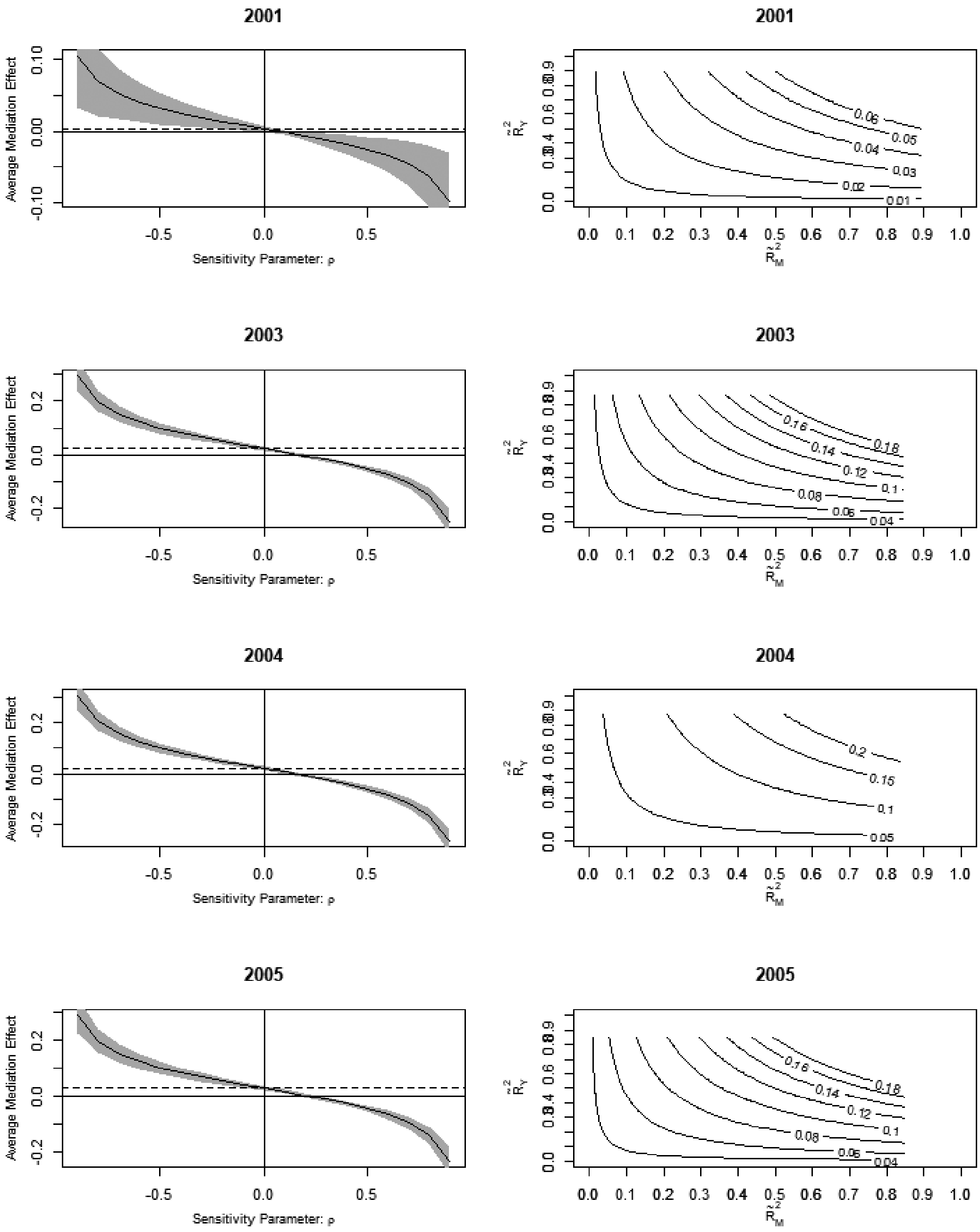
図A-3. 党派性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析3
（出典：筆者作成）



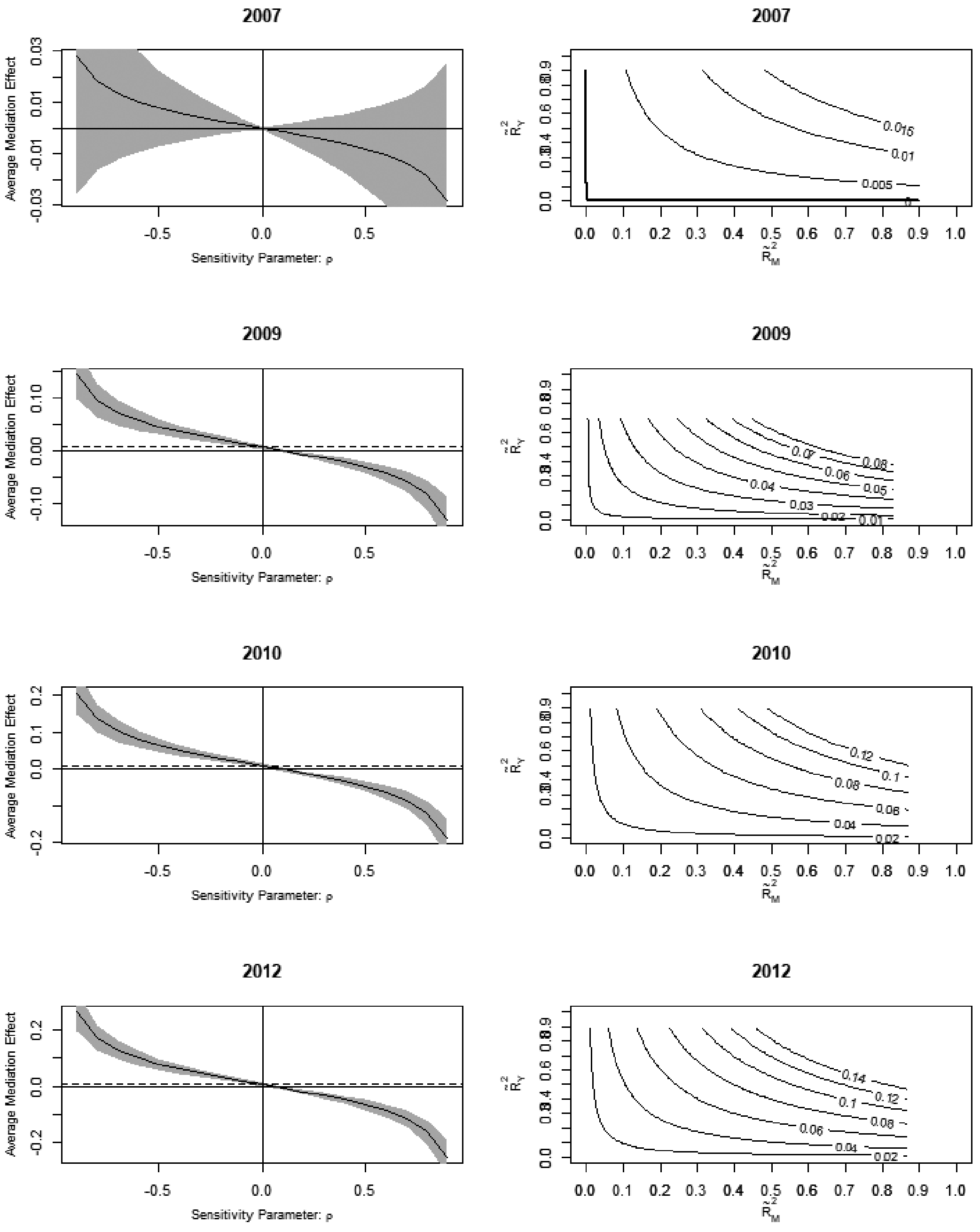
図A-4. 党派性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析4
（出典：筆者作成）



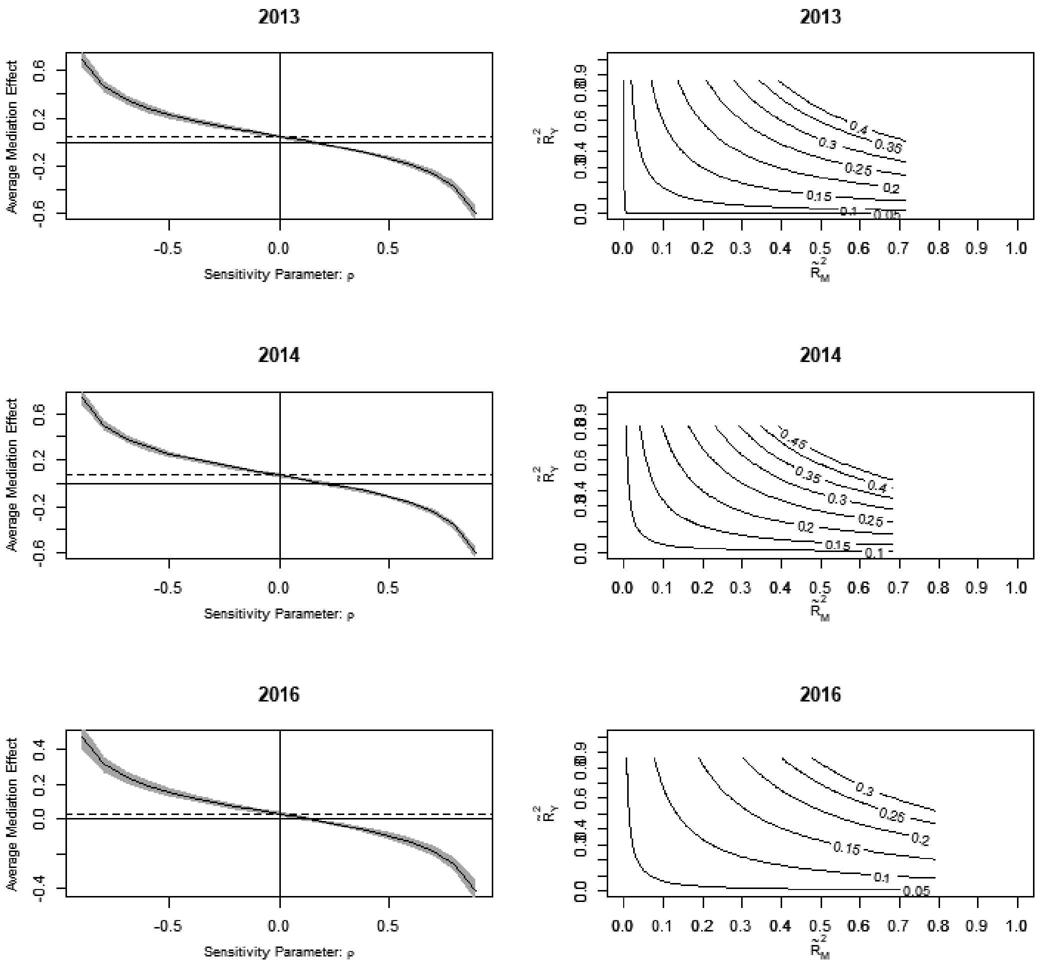
図A-5. 個人志向性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析1
（出典：筆者作成）



図A-6. 個人志向性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析2
（出典：筆者作成）



図A-7. 個人志向性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析3
（出典：筆者作成）



図A-8. 個人志向性バイアス・モデルに関するACMEをめぐる感度分析4
（出典：筆者作成）