

# 「政党の公認戦略と地元候補：規定要因としての選挙結果」

## Online Appendix

西村翼

### 目次

1	地元性と得票の関係	2
2	出身高校の精査	2
3	地元性指標の拡張	4
4	地元性指標別の分析	5
5	前回マージンの操作化	6
5.1	次点との差による操作化 . . . . .	6
5.2	集団平均中心化をしない操作化 . . . . .	7
6	公募変数の追加	8
7	県連変数の追加	9
8	非線形の関係	10

## 1 地元性と得票の関係

ここでは、地元候補ほど得票率が高いという本研究の重要な前提を検証する。具体的には、本文中では被説明変数として用いた候補者の地元性を説明変数とし、得票率を被説明変数とした分析を行う。この分析に用いるデータは、1996年から2014年までの衆議院議員選挙に選挙区から立候補した、自民党と民主党の全候補者である。統制変数として、議員の当選回数とその二乗項を投入した。また、選挙区の特徴が地元議員の擁立と得票率の両方に影響する可能性を踏まえ、選挙区と選挙年の固定効果を投入し、選挙区毎の時間を通して一定の要因を統制することを試みた。また、選挙区毎にクラスタリングした頑健な標準誤差を用いた。

表1に分析結果を示した。4段階で操作化した場合と二値で操作化した場合のいずれにおいても、地元度の正に有意な効果が確認できる。このことから、地元候補はより多く得票するという本研究の前提は、日本においても成り立つことが示された。

表1 地元性と得票率の関係の分析結果

	順序変数	二値変数
地元度 (順序)	0.01* (0.00)	
地元度 (二値)		0.01* (0.01)
当選回数	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)
当選回数 <sup>2</sup>	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
切片	0.28*** (0.01)	0.29*** (0.01)
選挙年固定効果	✓	✓
選挙区固定効果	✓	✓
N	3358	3358

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , † $p < 0.1$

## 2 出身高校の精査

ここでは、候補者の出身高校について詳細に検討する。本研究では、選挙区所在の高校出身の候補者は地元候補とみなされ個人投票を得ることができると想定している。しかしながら、このような想定は、地域の有力校出身者のみに当てはまる可能性もある。以下では、出身高校の操作化に対して、本研究の分析結果が頑健であることを示す。

まず、候補者の出身高校を特定した上で、それを有力校か否かに分類した。具体的には、①旧制中学の流れを汲む高校、②高等女学校の流れを汲む高校、③実業学校の流れを汲む高校、④有力私立高校、⑤国公立大学の付属高校、⑥その他に分類した。なお、④有力私立高校は、①戦前に創立された伝統校、②進学実績を確認可能な直近3年間に於いて東京大学への進学者数が10名以上の年がある進学校、③有名私立大学の付属校の3つのいずれかを条件とした。

以上の分類を行った結果が表2である。これによると、⑥その他に分類される候補は147人中29人(約19.7%)と比較的少ない。地域の有力校の定義にも依存するが、①～⑤に分類される候補が8割を越えることから、本研究の分析対象者の大多数が有力校出身者であると言える。

表2 候補者の出身高校

高校の分類	該当者数
①旧制中学の系譜	84
②旧制女学校の系譜	12
③旧制実業学校の系譜	7
④有力私立高校	15
⑤国公立大学の付属校	0
⑥その他	29
地元高校出身者の合計	147

表2から本研究の分析対象者の大多数が有力校出身者であることがわかったが、その上で選挙区内の有力校出身者のみを地元高校出身者としてカウントした分析の結果を表3に示す。ここでは、表2中の①旧制中学の流れを汲む高校のみを対象に、選挙区所在の高校出身者を地元高校出身とカウントし、それ以外は全て論文と同様の設定で分析を行った。

分析結果は大きく変わらず、説明変数である前回マージンは負に統計的に有意な効果を保っている。このことから、本研究の分析結果は地元高校の操作化に対して頑健であると言える。

表3 有力高校のみを地元高校出身とした分析の結果

	順序ロジット	二項ロジット
前回マージン	-0.57* (0.28)	-0.58 <sup>†</sup> (0.32)
世襲	-0.50* (0.25)	0.20 (0.32)
人口密度	-0.27*** (0.07)	-0.22* (0.09)
0—1	-3.31*** (0.56)	
1—2	-1.95*** (0.55)	
2—3	0.17 (0.56)	
切片		2.72*** (0.72)
選挙年固定効果	✓	✓
N	413	413

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , <sup>†</sup> $p < 0.1$

### 3 地元性指標の拡張

ここでは、元々4段階であった本研究の地元性指標に、世襲という要素を組み込み5段階とした場合の分析結果を示す。これは、①選挙区生まれ、②選挙区地方政治家経験、③選挙区高校出身という3つ以外に、世襲も選挙区との地縁を示す属性とみなせる可能性を考慮したものである。世襲候補は①から③までの指標で見れば地元性が低い候補者が多いが、親族が選挙区で政治家を務めていたということはそれらにも勝る地縁であるとも言える。このため、ここでは世襲を加えた5段階の順序変数及び4つのうちいずれかを満たせば1の値をとるダミー変数を被説明変数とした分析を行った。

分析結果は表4に示した。前回マージンの効果は負であるが、やや効果が小さくなる。これは、世襲候補はそもそも公認過程の在り方が他の候補と異なり、それを他の地縁と足し合わせたために本稿の想定と乖離してしまったためではないかと考えられる。したがって、世襲を地元性の指標に組み込まない本文中の操作化の方が、より適切であると考えられる。

表4 世襲を地元性に組み込んだ分析

	順序ロジット	二項ロジット
前回マージン	-0.51 <sup>†</sup> (0.27)	-0.57 <sup>†</sup> (0.31)
人口密度	-0.28*** (0.06)	-0.21* (0.09)
0—1	-3.35*** (0.49)	
1—2	-2.25*** (0.48)	
2—3	-0.74 (0.47)	
3—4	2.87*** (0.73)	
切片		2.71*** (0.70)
選挙年固定効果	✓	✓
N	413	413

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , <sup>†</sup> $p < 0.1$

#### 4 地元性指標別の分析

ここでは、本文中で用いたように、3つの地元性指標を合成して操作化することの妥当性について検討する。具体的には、3つの地元性指標のそれぞれを被説明変数とした分析を行う。仮に3つの指標についての分析結果がそれぞれ全く異なる傾向を示せば、そのような指標を1つにまとめてしまう操作化には疑義が生じかねない。一方で、もし3つの指標についての分析結果が似通ったものであれば、そのような疑義は生じない。

表4に、各指標を被説明変数とした分析の結果を示した。これによると、地方政治経験を被説明変数とした分析のみ前回マージンの効果がやや小さく統計的に有意な効果が見られないが、その他の指標においては本文中の分析結果同様に前回マージンが負の効果を持つ。この結果から、3つの指標を合成した操作化を行うことには一定の妥当性があると言えよう。

	選挙区生まれ	選挙区高校出身	地方政治家経験
前回マージン	-0.52 <sup>†</sup> (0.31)	-0.89* (0.37)	-0.29 (0.36)
世襲	0.44 (0.31)	-0.72* (0.32)	-2.15*** (0.44)
人口密度	-0.27** (0.09)	-0.39*** (0.08)	-0.03 (0.08)
切片	2.65*** (0.71)	2.30*** (0.64)	-0.20 (0.66)
N	413	413	413

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , <sup>†</sup> $p < 0.1$

## 5 前回マージンの操作化

ここでは、本研究の主たる説明変数である前回マージンについて、異なる操作化を行っても分析結果が本文中に示したものと同様に保たれるかどうかを検証する。具体的には、本文中では次点との比を集団平均で中心化して操作化していたところを、次点との差を用いた操作化、及び集団平均で中心化しない操作化によって、分析結果が変動するかどうかを検討する。

### 5.1 次点との差による操作化

表 5.1 に、前回マージンを次点との差によって操作化して行った分析の結果を示した。順序ロジットにおいては、前回マージンは負に有意な効果を示し、二項ロジットにおいては統計的に有意ではないものの、負の効果を示している。

	順序ロジット	二項ロジット
前回マージン	-0.01* (0.01)	-0.01 (0.01)
世襲	-0.59* (0.23)	0.05 (0.31)
人口密度	-0.26*** (0.06)	-0.21* (0.09)
Cut 0-1	-3.04*** (0.50)	
Cut 1-2	-1.86*** (0.48)	
Cut 2-3	-0.40 (0.48)	
切片		2.64*** (0.71)
N	413	413

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , † $p < 0.1$

## 5.2 集団平均中心化をしない操作化

表 5.2 に、説明変数を集団平均で中心化しない場合の分析結果を示した。順序ロジット・二項ロジット共に、説明変数の負に有意な効果が確認できる。このことから、表 5.1 の結果も併せて、本研究の分析結果は説明変数の操作化に対して一定程度頑健であると言えよう。

	順序ロジット	二項ロジット
前回マージン	-0.55* (0.26)	-0.56 <sup>†</sup> (0.29)
世襲	-0.58* (0.24)	0.09 (0.32)
人口密度	-0.27*** (0.06)	-0.23** (0.09)
Cut 0-1	-3.73*** (0.61)	
Cut 1-2	-2.55*** (0.60)	
Cut 2-3	-1.09 <sup>†</sup> (0.59)	
切片		3.41*** (0.84)
選挙年度固定効果	✓	✓
N	413	413

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , <sup>†</sup> $p < 0.1$

## 6 公募変数の追加

ここでは、本文中では含めなかった公募変数を統制した場合の分析結果を示す。本文中で公募変数を統制しなかった理由は、この変数を統制変数に含めることで post-treatment bias が発生する可能性があるからである。すなわち、説明変数である前回マージンは、被説明変数である候補者の地元性のみならず、公募を行うか否かにも影響する可能性がある。もし前回マージンが低いほど公募が行われ、また公募候補ほど地元性が低いとすれば、公募変数を統制することで前回マージンが地元度を与える影響が過少に推定される可能性がある。

公募変数を統制した分析の結果が表 5 である。比較のため、公募変数を統制していない分析の結果も併記した。これによると、公募変数を統制しても大きく分析結果は変わらないが、公募変数を統制していない分析と比較すると、前回マージンの効果が若干小さくなっている。このことから、公募変数を統制することで若干のバイアスが生じている可能性が示唆された。

表5 公募変数の統制

	順序ロジット	順序ロジット	二項ロジット	二項ロジット
前回マージン	-0.56*	-0.60*	-0.55 <sup>†</sup>	-0.58 <sup>†</sup>
	(0.28)	(0.28)	(0.32)	(0.31)
人口密度	-0.25***	-0.26***	-0.19*	-0.21*
	(0.06)	(0.06)	(0.09)	(0.09)
世襲	-0.75**	-0.59*	-0.11	0.06
	(0.24)	(0.23)	(0.32)	(0.32)
公募	-0.74***		-0.86**	
	(0.22)		(0.29)	
0—1	-3.00***	-3.04***		
	(0.50)	(0.50)		
1—2	-1.79***	-1.86***		
	(0.49)	(0.49)		
2—3	-0.31	-0.41		
	(0.48)	(0.48)		
切片			2.58***	2.68***
			(0.73)	(0.71)
選挙年固定効果	✓	✓	✓	✓
N	413	413	413	413

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ , <sup>†</sup> $p < 0.1$

## 7 県連変数の追加

ここでは、県連単位の変数を統制することによる影響を検討する。具体的には、選挙時点で県連会長のポストに就いているのが国会議員であるか否かを調べ、ダミー変数として統制した。なお、県連会長については新聞記事によって調べた。

分析結果は表6である。これによると、県連会長変数を統制することによる結果の変動は小さく、前回マージンの効果は変わらず負に統計的に有意である。このことから、本研究の分析結果は、県連会長という県連レベルの要因を統制することに対しても頑健であると言える。

表6 県連会長変数を含む分析の結果

	順序ロジット	二項ロジット
前回マージン	-0.60* (0.28)	-0.59 <sup>†</sup> (0.31)
世襲	-0.60* (0.23)	0.06 (0.31)
人口密度	-0.25*** (0.06)	-0.20* (0.09)
会長県議	0.32 (0.29)	0.21 (0.41)
0—1	-2.93*** (0.51)	
1—2	-1.74*** (0.50)	
2—3	-0.28 (0.49)	
切片		2.61*** (0.72)
選挙年固定効果	✓	✓
N	413	413

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , <sup>†</sup>  $p < 0.1$

## 8 非線形の関係

ここでは、本研究の説明変数と被説明変数の関係が非線形なものである可能性について検討する。具体的には、説明変数である前回マージンの二乗項を投入したモデルを検討する。

表7にその分析結果を示した。この表より、二乗項には統計的に有意な効果がないことがわかる。係数のみでは解釈が困難なため、図1に順序ロジットの推定結果に基づく予測確率を示した。この図からも、説明変数と被説明変数の間に逆U字型の関係はないことがわかる。

表7 二乗項を投入した分析結果

	順序ロジット	二項ロジット
前回マージン	-0.74* (0.36)	-0.69 (0.51)
前回マージン <sup>2</sup>	0.12 (0.23)	0.08 (0.28)
世襲	-0.60* (0.23)	0.06 (0.32)
人口密度	-0.26*** (0.06)	-0.21* (0.09)
0—1	-3.00*** (0.50)	
1—2	-1.82*** (0.49)	
2—3	-0.36 (0.48)	
切片		2.66*** (0.72)
選挙年固定効果	✓	✓
N	413	413

\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , †  $p < 0.1$

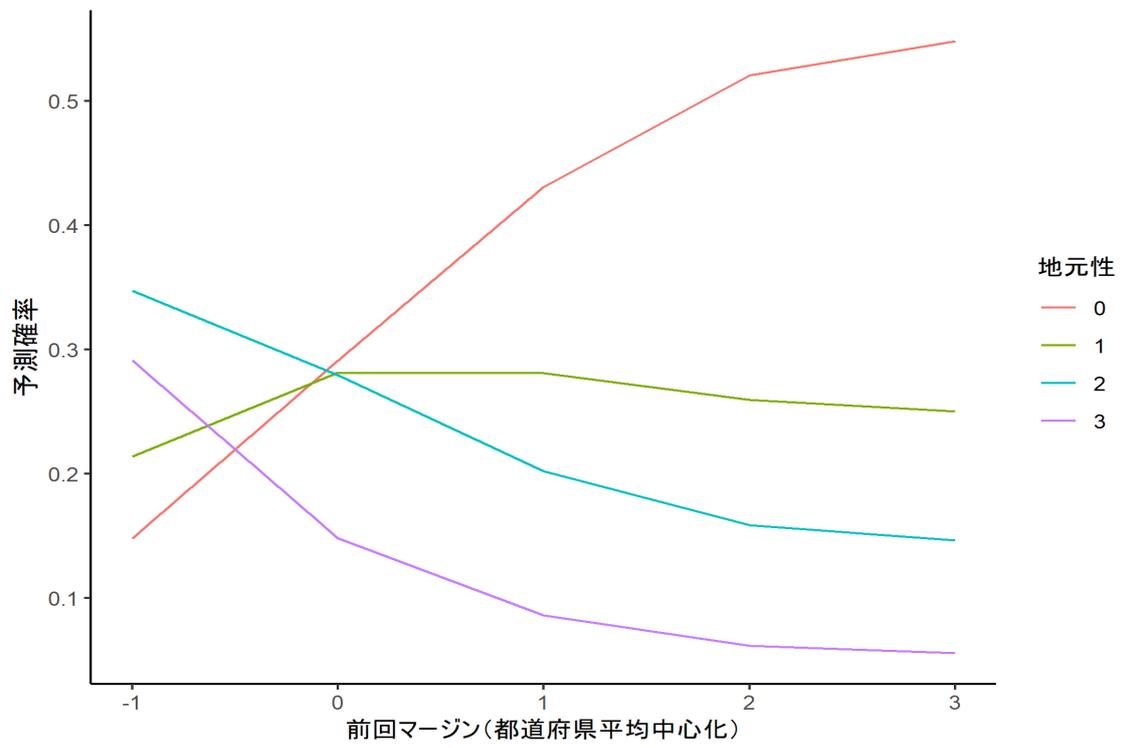


図1 予測確率