

LA RAZIONALITÀ DEL VOTO:
UN'ANALISI DELLA STRUTTURA
DELLE PREFERENZE DEGLI ELETTORI
NELLE COMUNALI DEL 1993 A GENOVA

di DANIELA GIANNETTI

Nello studio del comportamento elettorale si possono distinguere due principali tradizioni di ricerca: una, di matrice sociologica, che riconduce la scelta di voto a variabili di tipo sociale e politico utilizzando prevalentemente un approccio induttivo; l'altra, di carattere deduttivo, imperniata sul modello dell'attore razionale¹. Per sintetizzare le differenze tra i due approcci, basterà ricordare che mentre il primo mira a identificare il *pattern* di variabili che condizionano la scelta di voto, il secondo è interessato a comprendere come le scelte razionali dei votanti influenzano il comportamento dei candidati. Solo assumendo che gli elettori rispondano razionalmente ai diversi appelli elettorali, diventa possibile spiegare come e perché i candidati modifichino il loro comportamento nel tentativo di ottenere voti².

Elemento comune ai modelli elaborati entro l'approccio deduttivo è un postulato di coerenza delle preferenze individuali degli elettori. Dato questo postulato, la teoria spaziale del voto – i cui contributi pionieristici possono essere fatti risalire a Black e a Downs³ – si sviluppa a partire da due assunzioni centrali: la prima è il trattamento della preferenza come distanza in uno spazio euclideo e la seconda l'idea che i votanti sceglieranno l'alternativa (o il candidato) che preferiscono. Si assume cioè che gli elettori massimizzano l'utilità e che la funzione di utilità possa essere rappresentata geometricamente come una curva i cui punti associano alle corrispondenti alternative nello

¹ Entro la prima tradizione di studi si è soliti distinguere tra due modelli: il primo, noto come *Columbia model*, rimanda agli studi pionieristici di Lazarsfeld e Berelson degli anni Quaranta; il secondo, noto come *Michigan model*, si identifica con i lavori di Campbell, Converse e altri degli anni Sessanta. Si veda R. NIEMI e H. WELSBERG, *Contrivencies in Voting Behavior*, Washington, Congressional Quarterly Press, 1984, terza ed. 1993, per una approfondita rassegna.

² Cfr. J. ENELOW e M. HINICHI, *The Spatial Theory of Voting*, Cambridge, Cambridge University Press, 1984.

³ Cfr. D. BLACK, *The Theory of Committees and Elections*, Cambridge, Cambridge University Press, 1958 e A. DOWNS, *An Economic Theory of Democracy* New York, Harper, 1957 (trad. it. *La teoria economica della democrazia*, Bologna, Il Mulino, 1988).

spazio una utilità che declina man mano che ci si allontana dal punto ideale o coincidente con l'utilità massima. Un risultato centrale dell'approccio spaziale è il teorema dell'elettore mediano: in uno spazio unidimensionale, date alcune condizioni relative all'omogeneità dei criteri con cui i votanti valutano le alternative in considerazione, l'alternativa (o il candidato) che occupa la posizione mediana non può essere battuta a maggioranza da qualsiasi altra.⁴

Il modello razionale ha generato una quantità di studi empirici, volti a verificare la portata predittiva ed esplicativa delle sue implicazioni.⁵ Gli studi che hanno affrontato il problema di controllare direttamente la validità delle sue assunzioni centrali concentrandosi specificamente sulla struttura delle preferenze nel contesto delle elezioni di massa sono al contrario relativamente pochi. Tali studi, che utilizzano risultati sperimentali o dati di sondaggio, confermano empiricamente la validità di tali assunzioni nel contesto della scelta di voto.⁶

Obiettivo di questo lavoro è una analisi della struttura delle preferenze dell'elettorato fondata sull'approccio deduttivo. I dati utilizzati provengono da un sondaggio effettuato nel corso della campagna elettorale che ha preceduto le elezioni amministrative avvenute in Italia nel novembre-dicembre 1993. Il lavoro è organizzato come segue: nel paragrafo 1 si delinea brevemente lo sfondo teorico della ricerca; nel paragrafo 2 vengono illustrate le caratteristiche del campione e della metodologia impiegata; nei paragrafi 3, 4 e 5 si analizzano i risultati. Nel paragrafo 6 si sintetizzano le conclusioni, accennando anche a possibili estensioni dell'analisi.

Anticipando quanto verrà mostrato in seguito, possiamo affermare che

⁴ Per il trattamento assiomatico cfr. J. ENELow e M. HINICH, *The Spatial Theory of Voting*, op. cit.

⁵ Si veda ad esempio D. MUELLER, *Public Choice II*, Cambridge, Cambridge University Press, 1989, per una rassegna.

⁶ Ci riferiamo a: R. NIEMI, «Majority Decision Making with Partial Unidimensionality», in *American Political Science Review*, 1969, pp. 488-497; R. NIEMI e J. WRICHT, «Voting Cycles and the Structure of Individual Preferences», in *Social Choice and Welfare*, 1987, pp. 173-183; H. BRADY e S. ANSOLOBERGHE, «The Nature of Utility Functions in Mass Publics», in *American Political Science Review*, 1989, pp. 143-163; S. FELD e B. GROEMAN, «Partial Single-Peakedness: An Extension and Clarification», in *Public Choice*, 1986, pp. 71-80. Id. «Ideological Consistency as a Collective Phenomenon», in *American Political Science Review*, 1988, pp. 773-788; B. RADCLIFF, «The Structure of Voter Preferences», in *Journal of Politics*, 1993, pp. 714-719 e Id. «Collective Preferences in Presidential Elections», in *Electoral Studies*, 1994, pp. 50-57. Tutti questi lavori esaminano specificamente la validità delle assunzioni relative alla coerenza delle preferenze individuali nel contesto del comportamento elettorale. In altri contesti - ad esempio esperimenti di laboratorio - l'analisi empirica conduce a risultati più controversi (cfr. A. TVERSKY, «Intransitivity of Preferences», in *Psychological Review*, 1969, pp. 105-110).

secondo i risultati di questa ricerca le preferenze degli attori sono altamente strutturate. Se dal punto di vista del controllo delle assunzioni gli esiti della ricerca non si discostano da quelli di altri lavori empirici, il risultato appare comunque degno di nota in quanto "urta" contro un pregiudizio diffuso che ha spesso motivato il rifiuto della prospettiva dell'attore razionale sulla base di una sua presunta inadeguatezza descrittiva, specie nel contesto della scelta di voto.

In secondo luogo, il lavoro contiene alcune implicazioni significative in relazione al dibattito sull'unidimensionalità dello spazio politico in Italia.⁷ Da questo punto di vista, esso sembra suggerire una perdita di salienza del convenzionale criterio sinistra destra e una maggiore importanza assunta da altre dimensioni in base alle quali si strutturerebbe la percezione dello spazio politico da parte degli elettori.

Resta infine da sottolineare che questa analisi ha necessariamente un carattere preliminare, il cui significato è soprattutto metodologico. In particolare, mi sono limitata all'esame di un insieme di dati relativi a un elettorato locale, restringendo l'attenzione a tre candidati. Queste limitazioni non costituiscono tuttavia un serio ostacolo, se si considera che l'intento principale del lavoro è quello di illustrare come il modello dell'attore razionale possa efficacemente contribuire ad analizzare la scelta di voto sulla base di un solido apparato teorico.

1. Lo sfondo teorico

Nei modelli di scelta razionale si assume generalmente che, dato un insieme di alternative X , gli individui siano in grado di compiere confronti a coppie tra qualunque elemento dell'insieme, cioè - dati due elementi - siano in grado di dire quale preferiscono oppure si dichiarino indifferenti (assioma di completezza o *connessione*). L'altro postulato è un requisito di coerenza delle preferenze individuali, ovvero se un individuo preferisce x a y e y a z , preferirà anche x a z (assioma di *transitività*). Questi requisiti definiscono le condizioni elementari per postulare la razionalità dell'attore individuale.

Più precisamente, nelle teorie assiomatiche della preferenza che sono alla base dei modelli di scelta razionale le relazioni di preferenza possiedono alcune essenziali proprietà delle relazioni binarie (indicando con ϵ l'appartenenza a un insieme, una relazione binaria su un insieme X è un insieme di coppie ordinate (x, y) con $x \in X$ e $y \in X$. Il simbolo R sta per «è in relazione con»). In particolare, la relazione di preferenza stretta, che si indica general-

⁷ Cfr. da ultimo L. RICOLFI, «La geometria dello spazio elettorale in Italia», *Rivista Italiana di Scienza Politica*, 1993, pp. 433-474, e Id. «Geometria della politica in Italia», *Il Mulino*, 1994, pp. 29-43.

mente con P , è 1) asimmetrica: non esiste una coppia x, y appartenente a X tale che xPy e yPx ; 2) negativamente transitiva: se xPy , allora per un qualsiasi elemento z , o xPz o zPy , o entrambi. Da questi due assiomi si derivano le seguenti proprietà della relazione di preferenza stretta. La relazione di preferenza è 1) irreflessiva: non esiste un x tale che xPx ; 2) transitiva: se xPy e yPz , allora xPz ; 3) aciclica: se per un dato numero n , $x_1 P x_2, \dots, x_{n-1} P x_n$, allora x_n è diverso da x_1 . Definita la relazione di preferenza stretta, è possibile derivare altre due relazioni binarie: la relazione di preferenza debole e la relazione di indifferenza. Per x e y appartenenti a X , x è debolmente preferito a y quando $non\ yPx$; x è indifferente a y se $non\ xPy$ e yPx . Ne segue che: 1) R è completa: per qualsiasi coppia x e y , o xRy o yRx o entrambi; 2) R è transitiva; 3) I è riflessiva, simmetrica e transitiva. Semplificando, si può definire ordinamento *forte* un ordinamento in cui compare la relazione di preferenza stretta (irreflessiva, asimmetrica e transitiva) e non sono ammesse relazioni di indifferenza. Si definisce *debole* un ordinamento che consente relazioni di preferenza/indifferenza. Si tratta di un ordinamento di tipo transitivo, riflessivo, antisimmetrico (tale per cui se yPx e xPy allora $x=y$).

Uno dei risultati centrali della teoria della scelta sociale è che ordinamenti coerenti a livello individuale non garantiscono la transitività della scelta collettiva. Dati n (votanti) = m (alternative) = 3, si generano due *profili* di preferenza incoerenti o cicli:

1. $xPyPz$ $zPyPx$
2. $yPzPx$ $yPxPz$
3. $zPxPy$ $xPzPy$

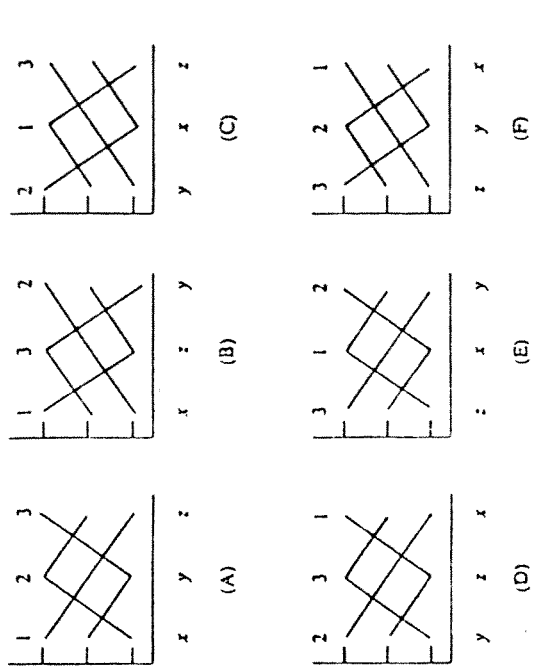
$$\frac{xPyPzPx}{xPyPzPx} \quad \frac{zPyPxPz}{zPyPxPz}$$

Questo risultato, noto come paradosso di Condorcet e generalizzato da Arrow, è stato oggetto di un'analisi da parte dei teorici della scelta sociale, in quanto la sua esistenza sembra precludere la razionalità della scelta collettiva.

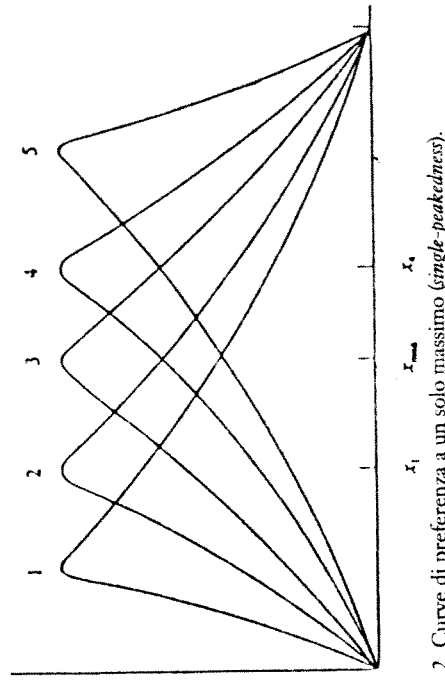
Il «paradosso delle maggioranze cicliche» può essere evitato se tutti gli ordinamenti di preferenza individuali sono congruenti rispetto a una singola dimensione di valutazione o, equivalentemente, se gli ordinamenti di preferenza individuali possono essere rappresentati graficamente come curve *single-peaked* o a un solo massimo. Black ha mostrato che, quando le preferenze dei votanti soddisfano questo requisito, esiste un equilibrio che si identifica con l'alternativa mediana⁹.

⁸ Per il trattamento assiomatico vedi ad esempio P. FISHBURN, *Utility Theory for Decisionmaking*, New York, Wiley, 1970 o D. KREPS, *Notes on the Theory of Choice*, Boulder, Westview, 1988.

⁹ K. ARROW, *Social Choice and Individual Values*, New York, Wiley; (trad. it. *Scelte sociali e valori individuali*, Milano, Einaudi, 1975); D. BLACK, *The Theory of Committees and Elections*, op. cit.



1. Curve di preferenza non a un solo massimo (non single-peakedness).



2. Curve di preferenza a un solo massimo (single-peakedness).

FIG. 1 - Rappresentazione spaziale delle preferenze.

Nel contesto elettorale, la condizione di Black può essere interpretata in modo intuitivo come il *continuum* ideologico sinistra-destra. Ad esempio, se i candidati o i partiti sono percepiti come collocati lungo tale convenzionale dimensione ideologica, dati tre candidati, uno di sinistra (x), uno di centro (y) e uno di destra (z) - gli ordinamenti di preferenza $xPyPz$, $yPxPz$, $yPzPx$, $zPyPx$ possono essere rappresentati come curve a un solo massimo, a differenza degli ordinamenti $xPzPy$, $zPxPy$. È noto che intuitivamente ciò può essere interpretato nel senso di una prevalenza di elettori moderati a scapito di elettori estremisti (che collocano il centro al terzo posto nel loro ordinamento di preferenza).

Che tutti gli ordinamenti di preferenza soddisfino il requisito della *single-peakedness* è raro. Date m alternative, esistono $m!$ ordinamenti, che corrispondono ad altrettante dimensioni. Affinché tutti gli ordinamenti dei votanti siano rappresentabili come curve a un solo massimo su una data dimensione occorre che solo 2^{m-1} dei possibili $m!$ ordinamenti siano presenti: ad esempio, nel caso precedente, non dovrebbero essere presenti i due ordinamenti $xPzPy$, $zPxPy$. In questo senso il requisito che gli ordinamenti dei votanti siano tutti contemporaneamente *single-peaked* su una sola dimensione è una condizione estremamente restrittiva.¹⁰

Tuttavia gli studi empirici rilevano una sostanziale infrequenza dei cicli nel mondo reale, rispetto alla probabilità di occorrenza calcolata assumendo ordinamenti equiprobabili.¹¹ A questa incongruenza tra previsioni teoriche e realtà sono state date varie spiegazioni.¹² Quello che importa sottolineare qui è che è stato mostrato come anche una lieve percentuale di unidimensionalità diminuisca notevolmente la probabilità dei cicli. L'unidimensionalità si rileva esaminando la percentuale di ordinamenti che sono compatibili con una singola dimensione comune. Nel caso di tre alternative (candidati) si tratta di esaminare il grado di compatibilità degli ordinamenti con tre dimensioni. Infatti, sebbene gli ordinamenti siano $m!$, dato che essi risultano a coppie simmetrici

¹⁰ I cicli possono essere evitati se vengono soddisfatte condizioni più generali della *single-peakedness*, che mancano tuttavia di una interpretazione intuitiva. Cfr. ad es. W. RIKER, *Liberalism against Populism. A confrontation between the theory of democracy and the theory of social choice*, San Francisco, Freeman 1982.

¹¹ Con $n = m = 3$, le possibili combinazioni di ordinamenti sono 216, di cui 12 ciclici. La probabilità di occorrenza di un ciclo è quindi pari a 0,056. Questa probabilità tende ad approssimarsi a 1 con l'aumentare del numero dei votanti e del numero delle alternative. Cfr. ad es. W. RIKER, *Liberalism against Populism*, op. cit.

¹² Si veda ad esempio K. SHEPHERD, «Institutional Arrangements and Equilibrium in Multidimensional Voting Models», in *American Political Science Review*, 1979, pp. 27-59; R. NIEMI, «Majority Decision Making with Partial Unidimensionality», op. cit.; S. FELD e B. GROFMAN, «Partial Single-Peakedness: An Extension and a Clarification», op. cit.

e quindi compatibili con una stessa dimensione, è sufficiente prendere in considerazione solo $m!/2$ dimensioni. È importante osservare che con 4 alternative, le dimensioni salirebbero a 12 ($4!/2$), con 5 alternative a 60 ($5!/2$). I modelli spaziali riconducono di solito a una (generalmente interpretata come l'asse sinistra-destra) o a due dimensioni lo spazio competitivo. Le dimensioni vanno interpretate come «etichette predittive» che gli elettori utilizzano per stimare la posizione dei candidati su una molteplicità di *issues* senza incorrere in elevati costi di informazione. Nei modelli spaziali unidimensionali la dimensione sinistra-destra viene generalmente assunta per sintetizzare le posizioni politiche dei candidati su questioni economiche, sociali, di politica estera; nei modelli bidimensionali alla dimensione sinistra-destra si aggiunge ad esempio la dimensione etnica o quella religiosa.¹³

Queste schematiche nozioni sono sufficienti per procedere nell'analisi della struttura delle preferenze degli elettori. In particolare, intendiamo accertare a) il grado di razionalità dell'elettore, intesa come coerenza delle preferenze individuali b) il grado di unidimensionalità, ovvero in quale proporzione gli ordinamenti di preferenza risultano *single-peaked* rispetto a una data dimensione comune. Il nostro scopo non è tuttavia quello di verificare l'occorrenza dei cicli, ma quello di accertare in base a quali dimensioni o criteri di valutazione si strutturano prevalentemente le preferenze degli elettori.

2. Il disegno della ricerca

I dati utilizzati provengono da un questionario somministrato a Genova, in occasione delle elezioni amministrative del 21 novembre - 5 dicembre 1993, a un campione di $N = 1003$ intervistati.¹⁴

In particolare, gli intervistati dovevano rispondere a tre domande relative alla scelta tra candidati in un eventuale ballottaggio. Dato il carattere preliminare di questo studio, sono stati presi in considerazione soltanto tre candidati, e cioè Adriano Sansa (sostenuto da una coalizione «progressista» comprendente le forze di sinistra da AD al PDS), Enrico Serra (sostenuto dalla Lega) e Ugo Signorini (sostenuto dallo schieramento «Popolari per Genova» comprendente parte della DC, dei socialisti e dei partiti laici).

¹³ Cfr. J. ENELLOW e M. HINICH, *The Spatial Theory of Voting*, op. cit.

¹⁴ Il questionario è stato somministrato nel corso delle rilevazioni effettuate dall'«Osservatorio elettorale» dell'Istituto di Scienza Politica dell'Università di Genova. Esso comprendeva una serie di domande relative alle caratteristiche socio-economiche degli intervistati e alle loro intenzioni di voto.

Nell'analisi si assegna ad ogni individuo una relazione di preferenza su ciascuna coppia di candidati j, k per ciascun individuo i . Si definisce cioè una variabile $P(i, k)$ per ciascun i tale che:

$$P(i, k) = 0 \text{ se } i \text{ è indifferente tra } j \text{ e } k.$$

$$P(i, k) = 1 \text{ se } i \text{ preferisce } j \text{ a } k.$$

$$P(i, k) = 2 \text{ se } i \text{ preferisce } k \text{ a } j.$$

Il valore di questa variabile è determinato dalle risposte alle domande del questionario. Ad esempio, se alla domanda «Se al ballottaggio fossero rimasti in lizza il candidato j e il candidato k , per chi voterebbe?» l'intervistato risponde j , la variabile P assume valore 1, se risponde k , la variabile P assume valore 2¹⁵. L'ordinamento delle preferenze viene ricavato dalla combinazione di risposte alle tre domande. Se, ad esempio, alla domanda D_1 «Se al ballottaggio fossero rimasti in lizza Serra e Sansa, per chi voterebbe?» l'intervistato risponde Serra (codificato come 1); se alla domanda D_2 «Se al ballottaggio fossero rimasti in lizza Serra e Signorini, per chi voterebbe?» si pronuncia ancora una volta per il candidato leghista (codificato come 1); se alla domanda D_3 «Se al ballottaggio fossero rimasti in lizza Sansa e Signorini, per chi voterebbe?» risponde Signorini (codificato come 2), l'ordinamento di preferenza ricavato dalla combinazione di risposte 1 1 2 è il seguente: Serra P Signorini P Sansa (d'ora in poi, $ePiPa$)¹⁶.

Nell'analisi si tiene conto solo degli individui che sono stati in grado di rispondere ad almeno alcune domande. Su un campione di 1003 intervistati, è stato possibile ricostruire 566 ordinamenti (in altri termini, la percentuale delle combinazioni di risposte utili è del 56%). Di essi, 317 sono ordinamenti stretti e 249 ordinamenti deboli. Il numero di intervistati che risponde «non so» o «non voterebbe» non appare sostanzialmente diverso da quello riscontrato in relazione alle altre domande del questionario.

3. Gli ordinamenti di preferenza stretti

Considerando i 317 ordinamenti di preferenza stretta, sono stati individuati 8 tipi di ordinamenti (esaustivi di tutte le possibilità). Le linee sono considerate sono tre: AIF, EAI, IEA (equivalenti, come sappiamo, alle sincretiche FIA, IAF, AFI). Esse corrispondono a ipotetiche disposizioni dei candidati in un ordine che vede nel primo caso Signorini, nel secondo Sansa e nel terzo Serra occupare la posizione centrale rispetto agli altri due.

¹⁵ Per il trattamento dell'indifferenza, si veda più avanti al paragrafo 4.

¹⁶ È forse superfluo far notare che utilizziamo la seconda lettera di un nome per indicare che le i, j, k del nome sono i termini.

Nella tabella successiva si indicano i diversi ordinamenti, il numero di individui che presentano un dato ordinamento, e la dimensione rispetto alla quale gli ordinamenti risultano incompatibili vale a dire non *single-peaked*.

TAB. 1 — Frequenza degli ordinamenti stretti e compatibilità con le dimensioni ($N = 317$)

aPiPe	113	incompatibile con la dimensione IEA	IEA
iPaPe	38	incompatibile con la dimensione IEA	IEA
aPePi	50	incompatibile con la dimensione AIE	AIE
ePaPi	64	incompatibile con la dimensione AIE	AIE
ePiPa	23	incompatibile con la dimensione EAI	EAI
iPePa	16	incompatibile con la dimensione EAI	EAI
ePaPiPe	7	intransitivo o incoerente	
ePiPaPe	6	intransitivo o incoerente	

Su un totale di 317 casi, solo 13 sono incoerenti. Il primo risultato da sottolineare è quindi proprio il loro scarso numero: gli ordinamenti transitivi sono infatti il 96%, contro il 4% di ordinamenti intransitivi. Più precisamente, la percentuale di transitività relativa alle 317 combinazioni che consentono la creazione di ordinamenti stretti è del 96%.

Si tratta di un risultato che merita di essere sottolineato, in quanto una sua generalizzazione costituirebbe una conferma empirica della plausibilità delle assunzioni relative alla razionalità dell'elettore. Questo risultato è comune a quello dei lavori empirici citati in precedenza i quali mostrano che, in generale, mentre ci si può attendere un elevato grado di coerenza in presenza di tre alternative, la percentuale di transitività diminuisce qualora le alternative siano in numero maggiore. Ad esempio Radcliff trova che rispetto a tre candidati, meno del 4% del campione ha preferenze incoerenti. Se i candidati salgono a quattro, la percentuale di intransittività stretta sale al 15%, approssimandosi al 25% con cinque candidati. Se insieme di scelta più ampi inducono un aumento dell'intransittività in conseguenza di una maggiore complessità cognitiva, «il grosso del campione si mostra capace di mantenere preferenze bene ordinate anche se i candidati salgono a cinque»¹⁷.

¹⁷ Cfr. B. RADCLIFF, «The Structure of Voter Preferences», cit., p. 716. Questi risultati sono coerenti con quelli che emergono anche dall'analisi di H. BRADY e S. ANSOULABEFFERE, «The Nature of Utility Functions in Mass Publics», cit.

Si prendano ora in considerazione le tre dimensioni. Rispetto a una data dimensione i «no» indicano il numero di ordinamenti non compatibili con quella dimensione, mentre i «sì» indicano il numero di ordinamenti compatibili. Si può ora calcolare il grado di unidimensionalità relativo a ogni dimensione, ovvero la percentuale di ordinamenti compatibili con una data dimensione sul totale degli ordinamenti validi ($N = 304$).

TAB. 2 - Unidimensionalità degli ordinamenti stretti ($N = 304$ validi).

	no	sì	%
Dimensione EAI	39	265	87
Dimensione AIE	14	190	62
Dimensione IEA	51	153	50

La massima unidimensionalità si riscontra quando i candidati sono posti nell'ordine EAI (87%). Per quanto riguarda AIE - che potrebbe essere ricondotta alla tipica dimensione sinistra destra - il grado di unidimensionalità è del 62%. Pertanto, il risultato degno di nota è che il grado più elevato di unidimensionalità non si riscontra sulla tradizionale dimensione sinistra destra. Tuttavia, benché il criterio ideologico abbia minore importanza, gli elettori non vanno a caso: esistono infatti altri criteri comuni che strutturano le loro preferenze.

Come interpretare le dimensioni EAI e IEA? È molto difficile avanzare una interpretazione limitandosi a tre candidati, dal momento che per verificare la plausibilità di tali interpretazioni occorrerebbe disporre di dati più completi. Per il momento conviene limitarsi a osservare che il gruppo di elettori più significativo che *non* si colloca sulla dimensione sinistra destra è formato da coloro che presentano l'ordinamento $ePzPi$, cioè da coloro che esprimono una preferenza per il candidato leghista: gli ordinamenti incompatibili con la dimensione sinistra destra sono 64, mentre solo 23 risultano compatibili. Al contrario, l'elettorato di Sansa ($zPiPe$) si colloca prevalentemente sulla dimensione sinistra destra (113 compatibili con questa dimensione, contro 50 non compatibili). Questi risultati valgono anche quando si considerano le risposte degli intervistati a un'altra domanda presente nel questionario che assumeva la seguente formulazione: «Per chi voterebbe domani?» (cfr. TAB. 8). Ad esempio, guardando ai futuri elettori di Serra, 41 sono incompatibili con AIE (contro 18 compatibili) mentre tra i futuri elettori di Sansa, 82 risultano compatibili con AIE contro 33 non compatibili. Tutto ciò sembra coerente con l'interpretazione che vede l'elettorato di sinistra come un elettorato di opposizione tradizionale e l'elettorato della Lega - movimento politico tendente ad utilizzare altri tipi di appelli elettorali nella cam-

pagna, volti a sottolineare la sua «novità» rispetto all'insieme degli altri partiti - come collocato prevalentemente su una dimensione non riconducibile a quella ideologica tradizionale¹⁸.

4. «Alienati» e «aversi»: l'analisi degli ordinamenti deboli

Procediamo ora nell'analisi dei dati che presentano la risposta «non voterebbe» e la risposta «non sa» ad alcune domande. Si tratta di una parte rilevante dei dati, in particolare del 43% della combinazione di risposte utili ($N = 249$ su 566). Interpretando le risposte «non sa» e «non voterebbe» come una relazione di indifferenza (ovvero assegnando valore 0 alla variabile $P(j,k)$), è possibile ricostruire ordinamenti deboli. Ad esempio, se alla domanda D_1 «Se al ballottaggio fossero rimasti in lizza Serra e Sansa, per chi voterebbe?» l'intervistato esprime una preferenza per Serra; se alla domanda D_2 «Se al ballottaggio fossero rimasti in lizza Serra e Signorini, per chi voterebbe?», dichiara ancora una volta una preferenza per il candidato leghista; se alla domanda D_3 «Se al ballottaggio fossero rimasti in lizza Sansa e Signorini, per chi voterebbe?» risponde «non sa» o «non voterebbe», si può ricostruire un ordinamento di preferenza di questo tipo: Serra P Sansa I Signorini (d'ora in poi, $ePai$)¹⁹. Sappiamo dal paragrafo precedente che dati $n = m = 3$, gli ordinamenti di preferenza stretta sono 6. Gli ordinamenti che ammettono l'indifferenza sono 7, compreso l'ordinamento in cui si è indifferenti tra tutte le alternative.

Le combinazioni che presentano la risposta «non sa» e/o «non voterebbe» a tutte e tre le domande (che potrebbero essere interpretate come una

¹⁸ L. RICOLFI, «Geometria della politica in Italia», cit., avanza un'interpretazione della dimensione che noi chiamiamo EAI (simmetrica a IAE) incentrata sulla dinamica innovazione/conservazione. In questa interpretazione il PDS è visto come collocato in posizione intermedia su un ipotetico asse di innovazione che vede a un estremo la DC e dall'altro la «nuova» opposizione della Lega. Ricolfi basa le proprie analisi rispettivamente su una estrapolazione da dati ecologici (Id. «Geometria della politica in spazio elettorale in Italia», cit.) e su dati di sondaggio (Id. «Geometria della politica in Italia», cit.). Le perplessità suscitate dalla procedura impiegata nel primo di questi lavori - che combina intuizioni suggerite dall'approccio individualistico con dati aggregati a livello territoriale - sono riconosciute dallo stesso autore; quanto al secondo articolo, gli ordinamenti di preferenza sono stati ricostruiti chiedendo agli intervistati di valutare i partiti politici in base a una scala di gradimento. Questa seconda procedura appare assai meno controversa, anche se l'autore non la esplicita in tutti i suoi passaggi (ad esempio, come è stata trattata l'indifferenza?).

¹⁹ Un esempio di ordinamento debole intransitivo o incoerente risulta dall'espressione di una preferenza per Sansa alla domanda D_1 , di una preferenza per Signorini alla D_3 e dalla risposta «non sa» alla D_2 . Dalla combinazione si ricava il seguente ordinamento: $iPzPai$.

TABLE 3 - Ordinali che ammettono l'indifferenza.

x	P	yIz
y	P	zIx
z	P	xIy
xIy	P	z
yIz	P	x
zIx	P	y
xIyIz		

relazione di indifferenza tra tutti e tre i candidati in considerazione) sono state escluse fin dall'inizio allo scopo di evitare risultati tautologici. Tuttavia appare ragionevole analizzare la coerenza degli ordinali in cui tali risposte compaiono una volta sola o due. La tabella successiva mostra la frequenza dei diversi tipi di ordinamento debole e quella degli ordinali incompleti e incoerenti.

Analizziamo ora la tabella che riassume i risultati relativi all'analisi degli ordinali deboli. Gli ordinali più frequenti sono di tre tipi, che possono essere ricondotti al tipo xPyIz (nella rappresentazione grafica, possono dare luogo a curve di preferenza che risultano piatte (flat) alla base). Il tipo aPIe corrisponde a coloro che hanno espresso preferenze per Sansa e che sono indifferenti nella scelta tra Signorini e Serra (N = 83). Il tipo ePaIi corrisponde a coloro che hanno espresso preferenze per Serra e che sono indifferenti nella scelta tra Sansa e Signorini (N = 66). Il tipo iPzIe corrisponde a coloro che hanno espresso preferenze per Signorini e che sono indifferenti nella scelta tra Sansa e Serra (N = 29).

TABLE 4 - Frequenza dei tipi di ordinali deboli (N = 249).

83	aPeli	
66	ePaIi	
29	iPzIe	
29	aIiPe	
15		incoerente
9	aIePi	
6	eIiPa	
3	iPe	incompleto (non conosce a)
3	aPe	incompleto (non conosce i)
2	aPe	incompleto (non conosce i)
1	aPi	incompleto (non conosce e)
1	iPa	incompleto (non conosce e)
1	ePi	incompleto (non conosce a)

Ricordiamo che le combinazioni possibili alle nostre tre domande che possono assumere i valori 1 e 2 sono 8 (6 possibili ordinali di preferenza stretta, più i due cicli). Se si tiene conto anche della risposta «non voterebbe» limitatamente al caso in cui compare una sola volta, bisogna aggiungere altre 12 combinazioni possibili. Considerando il sottinsieme degli ordinali degli individui che hanno risposto «non voterebbe», troviamo che delle 12 combinazioni possibili dei valori che possono assumere le risposte alle tre domande del sondaggio compaiono fondamentalmente solo i tre tipi che abbiamo appena descritto²⁰. Si può pertanto sostenere che anche le relazioni che ammettono l'indifferenza sono altamente strutturate.

Negli ordinali riconducibili al tipo generale xPyIz la relazione di indifferenza potrebbe essere interpretata come una manifestazione di alienazione. Questa espressione è stata impiegata da Downs per denotare la percezione di una distanza troppo elevata tra le proprie posizioni ideali (estreme) e quelle dei candidati o partiti che sono spinti all'indifferenziazione ideologica nel tentativo di catturare l'elettore mediano. In questo contesto l'espressione viene usata semplicemente per denotare la percezione di una distanza troppo ampia tra la prima preferenza dell'elettore e gli altri candidati. In sostanza, si tratta di elettori che esprimono una preferenza netta per uno solo dei candidati in lizza.

Consideriamo ora altri tre tipi di ordinamento simili nella struttura, riconducibili al tipo generale xIyPz. Questi ordinali, che presentano l'indifferenza tra i due candidati più preferiti, sono dunque graficamente rappresentabili come curve piatte alla sommità (flat at the top). Nella tabella corrispondono ai tipi xIyPe, aIePi, eIiPa. Il primo tipo corrisponde a coloro che sono indifferenti tra Sansa e Signorini, i quali sono comunque preferiti a Serra (N = 29). Il secondo tipo corrisponde a coloro che sono indifferenti tra Sansa e Serra, i quali sono comunque preferiti a Signorini (N = 9). Il terzo tipo corrisponde a coloro che sono indifferenti tra Serra e Signorini, i quali

²⁰ Nelle prime due colonne sono riportate le combinazioni di risposte che consentono di ricavare ordinali di preferenza stretta. Nelle altre tre colonne sono riportate le combinazioni possibili con la comparsa di una sola risposta «non voterebbe», codificata come 0, nella tripla:

111	211	011	101	110
112	212	012	102	120
121	221	021	201	210
122	222	022	202	220

Empiricamente compaiono per lo più i tipi 0 2 2, 2 0 1 e 1 1 0. I profili che sono indifferenti alla D₁ sono praticamente tutti del tipo 0 2 2 (N = 15). I profili che sono indifferenti alla D₂ sono quasi tutti del tipo 2 0 1 (N = 55). I profili che sono indifferenti alla D₃ sono quasi tutti del tipo 1 1 0 (N = 44).

sono comunque preferiti a Sansa ($N = 6$). Potremmo interpretarli come individui «avversi» a un particolare candidato²¹.

La distinzione tra «alienati» e «avversi» sembra trovare ulteriore giustificazione considerando che negli ordinamenti di questi ultimi la risposta «non voterebbe» compare in percentuale assai bassa, mentre gli alienati rispondono «non voterebbe» più frequentemente di «non sa». Il rapporto tra il numero delle risposte «non voterebbe» e il totale degli ordinamenti di tipo «alienato» è del 64%, mentre il rapporto sul totale degli ordinamenti di tipo «avverso» è dell'11%. Il fatto che la presenza dei «non sa» sia predominante nei secondi sembra confermare la plausibilità della precedente distinzione.

Per completare l'analisi, si possono prendere in considerazione gli ordinamenti generati dalle combinazioni che presentano due zeri. Si tratta di ordinamenti incoerenti, tuttavia alcuni di essi potrebbero essere interpretati come incompleti²². In questo caso ci troveremo di fronte a individui che sono in grado di costruire soltanto degli ordinamenti parziali, cioè a individui che esprimono una preferenza tra due candidati, ma che non riescono a formare un ordinamento completo in quanto non sono in grado di comparare i primi due candidati con il terzo, ad esempio per mancanza di informazione sufficiente, perché non ne conoscono le caratteristiche e così via.

Quanto alla transitività degli ordinamenti deboli, uno sguardo alla tabella consente di verificare immediatamente che gli ordinamenti sicuramente transitivi sono 222 (i tre tipi *flat at the top* piatti alla sommità e i tre tipi piatti alla base). Anche in presenza di ordinamenti deboli troviamo confermata la razionalità (coerenza) del votante. La percentuale di transitività è infatti dell'89% ($N = 249$). In generale, la percentuale di ordinamenti transitivi (considerando sia la relazione di preferenza stretta sia gli ordinamenti deboli) è pari almeno al 90% ($N = 566$). Si tratta di un risultato particolarmente significativo, in quanto mostra che il numero di ordinamenti inequivocabilmente incoerenti è estremamente limitato.

Passiamo ora a considerare l'unidimensionalità. La tabella successiva mostra la frequenza degli ordinamenti compatibili con le differenti dimensioni.

I primi tre ordinamenti (corrispondenti a coloro che abbiamo definito «avversi») si comportano come gli ordinamenti stretti o lineari. Il secondo gruppo di ordinamenti deboli (corrispondenti agli indifferenti alla seconda

²¹ Questa distinzione è operata sulla base di una semplificazione. Disponendo di dati più completi - relativi ad ordinamenti tra tutti i candidati in lizza - potrebbe ovviamente essere modificata.

²² Un esempio di ordinamento incompleto potrebbe essere quello di un intervistato che esprime una preferenza per uno dei due candidati (Serra o Sansa) alla domanda D₁; mentre risponde «non sa» alle altre due domande, il che potrebbe significare che non è in grado di comparare i due precedenti candidati con Signorini.

TAB. 5 - Compatibilità degli ordinamenti deboli con le dimensioni (in valori assoluti).

elaPi	9	incompatibile con la dimensione AIE
ilePa	6	incompatibile con la dimensione EAI
alPe	29	incompatibile con la dimensione IEA
aPeli	3	compatibile solo con la dimensione EAI
ePali	6	compatibile solo con la dimensione IEA
iPela	9	compatibile solo con la dimensione AIE

sceita o «alienati») sono compatibili con una sola dimensione²³. La tabella 6 sintetizza le percentuali di unidimensionalità.

TAB. 6 - Percentuali di unidimensionalità degli ordinamenti deboli (N validi = 222).

28%	sulla dimensione AIE
54%	sulla dimensione EAI
36%	sulla dimensione IEA

Possiamo ora calcolare anche l'unidimensionalità sul totale degli ordinamenti utili (coerenti).

TAB. 7 - Percentuale di unidimensionalità degli ordinamenti stretti e deboli sul totale degli ordinamenti utili ($N = 553$).

45%	sulla dimensione AIE
69%	sulla dimensione EAI
42%	sulla dimensione IEA

Benché non siamo in primo luogo interessati a verificare l'occorrenza dei cicli, possiamo osservare che le simulazioni di Niemi (1969) mostrano che, con $m = 3$, se più del 67% degli ordinamenti di preferenze di un gruppo sono *single-peaked* rispetto a una data dimensione, la probabilità della scelta sociale transitiva si approssima a 1. Questo risultato è stato recentemente generalizzato da Feld e Grofman²⁴. Secondo Feld e Grofman, con $m > 3$, in un elettorato vasto, una piccola percentuale di unidimensionalità può generare

²³ Le curve a un solo massimo possono essere piatte solo alla sommità (*flat only at the top*).

²⁴ Si veda S. FELD e B. GROFMAN, «Partial Single-Peakedness: An Extension and a Clarification», cit.

una scelta sociale coerente, anche se la maggioranza degli ordinamenti di preferenza fosse distribuita casualmente. Il risultato che in questa sede importa sottolineare è che la massima unidimensionalità non si registra sulla dimensione sinistra destra.

5. Gli «indecisi»: possibili estensioni dell'analisi

Un passo ulteriore di questa analisi consiste nell'utilizzo congiunto dei dati relativi alla struttura delle preferenze dei votanti con le risposte a un'altra domanda presente nel sondaggio. Questa domanda assumeva la formulazione «Per quale candidato voterebbe domani?», fornendo l'elenco completo dei candidati. I futuri elettori erano invitati a fornire una sola risposta (comprese «non sa» e «non voterebbe»). Per semplicità tali risposte sono state trattate allo stesso modo (data anche la schiacciante prevalenza dei «non sa»). La tabella 8 mostra la frequenza degli ordinamenti, ponendoli in rapporto con le risposte alla domanda relativa alla scelta di voto. Nella colonna a sinistra sono riportati i tipi di ordinamenti. Nella colonna di destra sono riportate le frequenze dei diversi tipi.

Da osservare l'elevata percentuale degli «alienati» (178 su 566). Più di un terzo degli elettori considerati percepisce una distanza tra la prima preferenza e le posizioni espresse dagli altri candidati. Questo dato potrebbe essere posto in relazione con il nuovo sistema elettorale. Il doppio turno richiede infatti che gli elettori si orientino sulle loro seconde preferenze al ballottaggio. Da questa analisi si rileva che una quota significativa di elettori avrebbe difficoltà a confluire su candidati diversi da quello che costituisce la prima preferenza.

Si può comunque osservare che tra coloro che voterebbero Sansa, la percentuale di alienati è del 29%; tra coloro che voterebbero Signorini del 30%; tra coloro che voterebbero Serra del 40%. In altri termini, sembrerebbe che gli elettori della Lega siano i meno inclini ad accettare di confluire su altri candidati.

Se si prendono in considerazione i 530 futuri elettori per i quali è stato possibile costruire un ordinamento di preferenza stretta o un ordinamento debole (escludendo i 36 incoerenti), si vede che un numero abbastanza consistente sarebbe ancora indeciso sulla scelta del candidato da sostenere (N = 151). Questo significa che almeno una parte degli indecisi, se sottoposti a una scelta — come imponevano le tre domande relative al ballottaggio — è comunque in grado di esprimere un ordinamento transitivo. È importante sottolineare in questo modo possiamo ottenere informazione aggiuntiva su una categoria in merito alla quale riusciamo di solito a sapere poco tramite i sondaggi. È probabile che questa informazione potrebbe essere qualificata ulteriormente uni-

TAB. 8 - Frequenza degli ordinamenti per la domanda «per chi voterebbe domani?» (N = 566).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	Tot
ca1	2			2	3	41				16	64
ca2	1			1		18				3	23
ca3				1		2	9			4	16
ca4	7	1			2	1	24			11	38
ca5	2	2		1	82		3			20	113
ca6	6			1	33		14			14	50
ca7	4	1	1	5	60	1	15			15	83
ca8	1	1				45				10	66
ca9	2			1	2	17				8	29
ca10					5					22	30
ca11		1				2				9	9
ca12							3			3	6
ca13								1		3	3
ca14	1									2	3
ca15	1									2	2
ca16						1				1	1
inc	3				15	1	202	111	55	151	566
Tot.	28	6	1	11	1	202	111	55	151	9	28

Nota

- 1 = G. Boffardi (Rifondazione Comunista)
- 2 = F. di Rella (Giovani per Genova)
- 3 = G. Genta (Lega Ligure)
- 4 = G. Plinio (MSI, Partito Pensionati)
- 5 = P. Romeo (Movimento Lavoratori Autonomi)
- 6 = A. Sansa (PDS, Rete, Verdi, AD, Lista Pannella)
- 7 = E. Serra (Lega)
- 8 = U. Signorini (Popolari per Genova, Rinnovamento Socialista, Unione di Centro)
- 9 = «non sa»

lizzando un campione più ampio (ad esempio potrebbe essere interessante chiedersi su quali dimensioni si colloca la maggior parte degli indecisi).

La tabella è utile anche a fini di controllo. Infatti le discordanze sono pressoché inesistenti: rispetto alle indicazioni di voto Sansa, Serra e Signorini, sono solo rispettivamente 5,3 e 3 futuri elettori a fornire risposte discordanti con il loro ordinamento. Più precisamente per la colonna 7 (Sansa) non

dovrebbero essere presenti gli ordinamenti 1 2 3 4; per la colonna 8 (Serra) non dovrebbero essere presenti gli ordinamenti 3 4 5 6; per la colonna 9 (Signorini) non dovrebbero essere presenti gli ordinamenti 1 2 5 6. Riteniamo che ciò possa essere dovuto a errori di codifica.

6. Conclusioni

L'approccio deduttivo che caratterizza la prospettiva dell'attore razionale ha mutato profondamente il modo di concepire la competizione elettorale e il comportamento di voto. Favorendo una competizione bipolare, le modificazioni del sistema elettorale introdotte in Italia sia a livello locale sia a livello nazionale (nonostante le differenze che le caratterizzano) ne rendono più immediatamente percepibili le potenzialità analitiche anche in relazione al caso italiano: si pensi ad esempio alla possibilità di studiare le strategie competitive dei candidati in presenza di una accresciuta mobilità elettorale o di analizzare il voto «strategico» in seguito alla recente introduzione del doppio turno nelle elezioni locali.

Tentando di verificare direttamente le assunzioni fondamentali del modello razionale, questo lavoro si situa a uno stadio che è nello stesso tempo più fondamentale e preliminare. Ciò nonostante, l'analisi della struttura delle preferenze dell'elettorato nei termini dell'approccio deduttivo consente di far emergere importanti risultati interpretativi.

Il primo punto da sottolineare riguarda gli esiti inequivocabili a cui apporta l'analisi in merito alla razionalità dell'elettore, intesa come coerenza del sistema delle preferenze individuali. Le elevatissime percentuali di transittività riscontrate contraddicono nettamente la tesi, riproposta di frequente, secondo cui gli elettori sarebbero per la maggior parte irrazionali, incoerenti o isolati dalla realtà politica.

Queste considerazioni si rafforzano se si guarda anche al modo in cui questo risultato è stato ottenuto, e cioè alla metodologia seguita per ricostruire gli ordinamenti di preferenza: a differenza dei cosiddetti «termometri», la tecnica del confronto a coppie evita infatti la restrizione artificiale di tutti gli ordinamenti individuali alla transittività, oltre a consentire il trattamento dell'indifferenza.

Inoltre, l'analisi fa emergere che gli elettori non scelgono a caso, ma che le preferenze si strutturano in base a criteri comuni, anche se tali criteri possono non coincidere con la tradizionale dimensione sinistra destra. Veniamo così al secondo punto degno di essere sottolineato, e cioè le implicazioni di questa ricerca relativamente al problema delle dimensioni dello spazio politico in Italia. Il risultato centrale della nostra analisi è che le preferenze non si strutturano prevalentemente in base al convenzionale criterio ideologico

sinistra destra. Circa la salienza di dimensioni differenti dall'asse sinistra destra, la letteratura empirica presenta evidenze discordanti: ad esempio, mentre una ricerca condotta da Niemi e Wright riscontra la maggiore importanza di altri criteri, legati alle caratteristiche personali dei candidati, Radcliffe ri-conferma l'importanza della dimensione sinistra destra (entrambi gli studi si riferiscono alle primarie presidenziali negli Stati Uniti)³⁵. Naturalmente ciò può significare semplicemente una diversa importanza della dimensione sinistra destra in diversi contesti: ad esempio, nel nostro caso, il fatto che i dati considerati si riferiscano a elezioni locali, in cui potrebbero risultare più significativi criteri non ideologici. Tuttavia, se questo risultato potesse essere generalizzato, potremmo concludere che una rappresentazione più adeguata dello spazio politico in Italia dovrebbe utilizzare un modello bidimensionale. Inoltre, poiché sono soprattutto gli elettori della Lega a collocarsi su una dimensione non riconducibile a quella ideologica tradizionale, questo risultato potrebbe offrire anche una conferma indiretta dell'interpretazione della seconda dimensione in base alla dicotomia innovazione/conservazione. Da questo punto di vista, tuttavia, occorre guardare ai risultati soprattutto nei termini dell'illustrazione di un metodo, in particolare al modo in cui le dimensioni sono ricavate utilizzando l'approccio deduttivo. La loro interpretazione costituisce un passo successivo che pone un problema complesso a cui in questa sede è stato possibile solo offrire risposte parziali, non disponendo di dati relativi a un numero maggiore di candidati. Per ragionare sulle dimensioni in modo non impressionistico, occorrerebbe inoltre accertarne la salienza anche per altra via, ad esempio utilizzando scale di autocollocazione degli elettori sulla dimensione sinistra destra o mediante analisi del contenuto dei programmi politici³⁶.

Un altro passo avanti più limitato, e tuttavia significativo, di questa ricerca consiste nella possibilità di ottenere maggiore informazione su differenti tipi di elettori, che in prima approssimazione abbiamo definito «alienati», «aversi» e «indecisi». Questa informazione appare particolarmente utile nel caso degli indecisi, dal momento che per una quantità significativa diviene possibile ricostruire l'ordinamento di preferenze, accertare su quale dimensione si collocano prevalentemente e così via.

Infine, una ulteriore estensione di questa analisi, non perseguita qui, potrebbe consistere nel tentativo di accertare l'influenza dell'informazione

³⁵ cfr. R. NIEMI e H. WEISBERG, «Voting Cycles and the Structure of Individual Preferences», cit.; B. RADCLIFFE, «The Structure of Voter Preference», cit. e Id. «Collective Preferences in Presidential Elections», cit.

³⁶ J. BUDGE, D. ROBERTSON e D. HEARL (a cura di), *Ideology, Strategy and Party Change: Spatial Analysis of Post-War Election Programmes in Nineteen Democracies*, Cambridge, Cambridge University Press, 1987.

nella strutturazione delle preferenze dell'elettorato: ad esempio come incide la popolarità di un determinato candidato sulla formazione delle relazioni di preferenza e indifferenza. Per procedere in questa direzione, e nelle altre già indicate, occorrerebbe in ogni caso poter replicare la ricerca disponendo di dati più ricchi relativi ad altri contesti elettorali, a livello locale o nazionale.

RUBRICHE