

- BROWN P., PAYNE C. (1986), «Aggregate Data, Ecological Regression and Voting Transitions», *Journal of the American Statistical Association*, 81, 394, p. 452.
- CHIRANDOTTO B., MARCHIETTI G.M. (1981), «L'analisi dei gruppi», *Quaderni dell'Osservatorio elettorale*.
- FABRIS L. (1979), «Metodi statistici per le previsioni elettorali», *Rivista di Statistica Applicata*, 12, p. 149.
- FORGY E.W. (1965), «Cluster analysis of multivariate data: efficiency versus interpretability of classifications», *Biometrics*, 21.
- GORI E. (1986 a), «Processi markoviani e dati aggregati. Stima ed applicazioni», *Atti della XXXIII Riunione Scientifica della S.I.S.*, Bari.
- GORI E. (1986 b), *Processi markoviani e dati aggregati. Una metodologia per l'analisi della mobilità elettorale*, Regione Toscana, Serie Rapporti di Ricerca (in corso di pubblicazione).
- GRAYBILL F.A. (1983), *Matrices with Application in Statistics 2d ed.*, Wadsworth int.
- HENDERSON H.V., SEARLE S.R. (1979), «Vec and vech operators for matrices, with some uses in Jacobians and multivariate statistics», *The Canadian Journal of Statistics*, 7, p. 65.
- HENDERSON H.V., SEARLE S.R. (1981), «The vec-permutation matrix», *Linear and Multilinear Algebra*, 9, p. 271.
- JAGANNATHAN R. (1966), «A simplex-type algorithm for linear and quadratic programming», *Econometrica*, 34, p. 460.
- LEBART L., MORINEAU A., WARWICK K.M. (1984), *Multivariate Descriptive Statistical Analysis*, J. Wiley.
- LEE J.F., JUDGE G.G., ZELNER A. (1970), *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregated Time-Series Data*, North Holland.
- MEDHI J. (1982), *Stochastic Processes*, J. Wiley.
- RAO R. (1973), *Linear Statistical Inference and its Applications*, J. Wiley.
- REY G., TRUHL H. (1966), «A quadratic programming approach to the estimation of transition probabilities», *Management Science*, 12, p. 714.
- WOLFE P. (1959), «The simplex method for Quadratic Programming», *Econometrica*, 27, p. 382.

MOBILITÀ E FEDELITÀ ELETTORALE
NEGLI ANNI OTTANTA.
UN'ANALISI COMPARATA SU DATI
AGGREGATI E DI SURVEY

di ROBERTO BIORCIO e PAOLO NATALE

1. Premessa

Questo lavoro è una prima sintesi dei risultati di una ricerca sui caratteri distintivi della mobilità elettorale negli anni ottanta⁽¹⁾. Se l'interesse della ricerca è in primo luogo sostantivo, gli aspetti ancora per molti versi insoddisfacenti delle tecniche comunemente usate per rilevare ed analizzare il fenomeno del cambiamento nelle scelte di voto hanno reso necessario dedicare largo spazio alla discussione e alla verifica delle metodologie impiegate.

Non si tratta in questo senso della proposta di un «nuovo» modello per lo studio della mobilità elettorale, quanto della rivisitazione critica dei passi finora compiuti e della proposizione di un nuovo «percorso di ricerca» che, facendo uso di differenti tecniche e modelli già sperimentati, consenta stime complessivamente più attendibili del fenomeno.

Lo studio della mobilità elettorale (e gli sforzi di perfezionamento degli strumenti di analisi del fenomeno) non si propone come obiettivo semplicemente una più precisa «contabilità» degli scambi di voto in occasione delle diverse scadenze elettorali. Una ricostruzione attendibile degli effettivi processi di mobilità può aprire un'importante prospettiva sulla evoluzione delle modalità di interazione fra il sistema dei partiti e la società. In altre parole, il passaggio di quote — anche limitate — di elettori da una scelta di voto ad un'altra può essere interpretato come un indicatore di trasformazioni in atto sia degli «scenari» delle competizioni interpartitiche, sia delle modalità con cui i cittadini-elettori si rapportano ad esse e, più in generale, vivono il loro rapporto con la politica.

⁽¹⁾ Alcuni primi risultati di questa ricerca sono stati presentati al congresso di Trento dall'Associazione italiana di sociologia nell'ottobre 1985, e al convegno della Società italiana di studi elettorali di Padova nel novembre dello stesso anno. Le analisi presentate in questo studio sono frutto, sia nell'impostazione, sia nell'approfondimento teorico, sia nell'applicazione ai dati di un effettivo lavoro comune ed interscambio fra i due autori. Per quanto riguarda la stesura finale, i paragrafi 1, 2 e 5 sono stati scritti da Roberto Biorcio, i paragrafi 3, 4 e 6 da Paolo Natale. Gli autori ringraziano l'Istituto Superiore di Sociologia di Milano per averci fornito i dati elettorali qui utilizzati e la COMPASSO sri di Milano per l'utilizzo del calcolatore con cui questi sono stati elaborati; si ringrazia inoltre Hans Schadee per le puntuali critiche portate alla prima provvisoria stesura del testo.

La nostra attenzione è stata perciò rivolta a tre distinte «forme» in cui si manifesta il fenomeno della mobilità elettorale:

- 1) il cambiamento della scelta di voto da un partito ad un altro, che può essere interpretato come l'esito di un giudizio razionale fra gli effetti delle due possibili scelte;
- 2) il cambiamento dal voto al non voto (e viceversa), che può essere letto come variazione nel livello di identificazione (visto dal lato dell'elettore) o nella capacità di mobilitazione (visto dal lato del partito) di una determinata opzione partitica;
- 3) il cambiamento dal voto per uno dei 7-8 partiti tradizionalmente sempre presenti in tutte le elezioni del dopoguerra alla esplorazione di nuove possibilità di espressione elettorale, ad esempio scegliendo di votare per i partiti emersi negli anni settanta ed ottanta, o votando per qualcuna delle liste che si caratterizzano su specifici *issues* (pensioni, ecologia, identità regionali, ecc.).

Il quadro che emerge dalle elezioni degli anni ottanta, come vedremo, porta ad attribuire a tutte queste tre forme di mobilità un ruolo importanti nel segnalare le trasformazioni in atto nel rapporto fra società italiana e sistema dei partiti.

2. Una verifica preliminare del modello di Goodman

2.1. Negli ultimi dieci anni lo studio della mobilità elettorale in Italia è stato largamente basato sull'applicazione del cosiddetto «modello di Goodman»⁽¹⁾ all'analisi dei risultati elettorali noti a diverso livello di aggregazione (provincia, comune, circoscrizione, sezione elettorale). L'attendibilità dei risultati ottenuti con questo metodo è però ancora in discussione fra gli studiosi del comportamento elettorale, e non sono infrequenti le polemiche originate da qualche stima della dinamica elettorale che appaia «sorprendente».

(1) Il «modello di Goodman» è stato proposto nel 1959 (GOODMAN, 1959) per pervenire a stime corrette dei comportamenti individuali a partire da un'analisi di dati aggregati. Alcuni anni prima W.S. Robinson aveva posto in dubbio la possibilità di un passaggio di questo tipo, mettendo in evidenza che le correlazioni fra dati aggregati, «usate perché le correlazioni tra proprietà di individui stessi non sono note» (ROBINSON, 1950), non possono fornire stime attendibili sul comportamento degli individui stessi. Nell'esempio studiato Robinson metteva in evidenza che la correlazione fra la percentuale dei negri e quella degli analfabeti di ciascun stato degli USA non implicava l'esistenza di una correlazione significativa a livello individuale fra l'essere negro e l'essere analfabeta. Goodman propose il suo modello per affrontare i problemi sollevati dall'articolo di Robinson che verrebbero, in particolare, superati utilizzando coefficienti di regressione non standardizzati.

Poiché il modello di Goodman (o una qualche sua variante) risulta tuttora uno strumento difficilmente sostituibile nello studio della mobilità elettorale, riteniamo poco ragionevole accantonarlo senza ulteriori verifiche e approfondimenti. D'altra parte, per evitare possibili gravi errori nelle stime — come talvolta è stato verificato nella letteratura⁽²⁾ — riteniamo necessario evitare un suo uso «a scatola chiusa». Riteniamo cioè che il modello di Goodman, come ogni altra tecnica di stima statistica, possa essere impiegato solo dopo una attenta verifica della esistenza delle condizioni necessarie per la sua applicazione; e che, in ogni caso, solo una parte delle stime determinate in base ad esso possano essere accreditate di sufficiente attendibilità.

In questo lavoro presenteremo due tipi di verifica del modello di Goodman. In questo paragrafo applicheremo il modello a due esempi «simulati» di comportamento elettorale, che soddisfano «per costruzione» le condizioni ideali di applicabilità. Successivamente i risultati che otterremo applicando il modello di Goodman al caso «reale» dello studio della dinamica elettorale 1983-85 verranno verificati mediante il confronto con le stime che si possono trarre da dati individuali noti sulla base di tre diverse survey.

2.2. Prima di procedere nella esposizione dei risultati da noi ottenuti, può forse essere utile una breve presentazione della struttura logica-matematica del modello e delle condizioni necessarie perché la sua applicazione empirica fornisca risultati statisticamente attendibili⁽³⁾.

In termini formali il modello di Goodman può essere definito in questi termini: si supponga una popolazione divisa in n unità territoriali; la popolazione di ogni unità territoriale può essere classificata secondo due variabili Y e X in un certo numero di categorie, in modo tale che ogni individuo appartenga ad una e una sola categoria della variabile X e della Y ; siano in numero di p le categorie della variabile X e in numero di q quelle della Y . (Nello studio della mobilità elettorale che svilupperemo successivamente Y e X saranno le scelte di voto per i diversi partiti rispettivamente nel 1985 e nel 1983).

Se si denomina con y_{ik} la frazione della popolazione della i -esima unità territoriale appartenente alla k -esima categoria della variabile y , e con x_{ij} la frazione della popolazione della i -esima unità territoriale appartenente

(2) Basta ricordare il caso, ampiamente discusso, riscontrato da Micheli (MICHIELI, 1976) di una stima di voto per la Dc (effettuata a partire da dati aggregati a livello delle 20 circoscrizioni in cui è suddiviso il comune di Milano) da parte di una frazione negativa della categoria delle *casalinghe*.

(3) Per una completa presentazione del «modello di Goodman» si rimanda a H.M.A. SCHADEE e P. CORBETTA, 1984.

nente alla j -esima categoria della variabile X , si avrà allora, per ovvie ragioni:

$$0 \leq y_{ik} \leq 1 \quad \text{per ogni } k \quad \text{[I]}$$

$$0 \leq y_{ij} \leq 1 \quad \text{per ogni } j \quad \text{[II]}$$

E varranno le condizioni:

$$\sum_k y_{ik} = 1 \quad \text{[III]}$$

$$\sum_j x_{ij} = 1 \quad \text{[IV]}$$

Sarà possibile scrivere, per la i -esima unità territoriale, il seguente modello:

$$y_{i1} = b_{i11} x_{i1} + b_{i12} x_{i2} + \dots + b_{i1j} x_{ij} + \dots + b_{i1p} x_{ip}$$

$$y_{i2} = b_{i21} x_{i1} + b_{i22} x_{i2} + \dots + b_{i2j} x_{ij} + \dots + b_{i2p} x_{ip}$$

$$\dots$$

$$y_{ik} = b_{ik1} x_{i1} + b_{ik2} x_{i2} + \dots + b_{ikj} x_{ij} + \dots + b_{ikp} x_{ip}$$

$$\dots$$

$$y_{ij} = b_{ij1} x_{i1} + b_{ij2} x_{i2} + \dots + b_{ijj} x_{ij} + \dots + b_{ijp} x_{ip}$$

$$\dots$$

$$1 = x_{i1} + x_{i2} + \dots + x_{ij} + \dots + x_{ip} \quad \text{[V]}$$

ove ogni coefficiente b_{ikj} rappresenta la frazione della popolazione che appartiene alla j -esima categoria della variabile X e alla k -esima della variabile Y .

Perciò varranno le relazioni:

$$0 \leq b_{ikj} \leq 1 \quad \text{per ogni } k \text{ e per ogni } j \quad \text{[VI]}$$

$$\text{e } \sum_k b_{ikj} = 1 \quad \text{per ogni } j \quad \text{[VII]}$$

Questo modello è logicamente valido per ogni unità territoriale, anche se i coefficienti b_{ikj} non sono noti. Nell'esempio che studieremo questi rappresenteranno le frazioni delle quote di voti nel 1983 del j -esimo partito che contribuiscono a costituire la quota di voto del k -esimo partito nel 1985. Rappresenteranno in altre parole il flusso di voti intercorrente tra il j -esimo e il k -esimo partito, in ognuna delle sezioni elettorali.

E' possibile stimare i coefficienti b_{ikj} ?

Se si assume l'ipotesi che essi siano esattamente uguali in tutte le unità territoriali, basterà in generale conoscere i risultati elettorali per un numero di unità territoriali uguali a quello dei partiti presenti alle elezioni, ignorando il comportamento di ciascun individuo. In base al modello presentato, si può ottenere un sistema lineare con un numero di incognite

uguale a quello delle equazioni, risolubile con procedimenti algebrici elementari.

Se i coefficienti b_{ikj} non sono rigorosamente uguali, si può assumere l'ipotesi meno restrittiva che essi differiscano fra loro di piccole quantità, distribuite casualmente fra le unità territoriali.

Si potrà allora porre:

$$b_{ikj} = b_{ikj} + \epsilon_{ikj} \quad \text{[VIII]}$$

in ogni unità territoriale i , ove b_{ikj} rappresenta il valore attorno al quale oscillano i coefficienti b_{ikj} di ogni unità territoriale, e ϵ_{ikj} una (piccola) componente casuale. Nel nostro studio i parametri b_{ikj} (che chiameremo «coefficienti di flusso») rappresentano il valor medio ponderato dei parametri b_{ikj} delle singole sezioni elettorali.

E' possibile stimare i coefficienti di flusso (b_{ikj}) con la tecnica dei minimi quadrati, sulla base delle equazioni di stima ottenute da ogni riga del modello che, come è noto, non contiene la costante (intercetta). Ogni equazione del modello corrisponde in altri termini ad un «iperspazio» passante per l'origine dell'«iperspazio» definito dalle variabili X e Y .

Le stime \hat{b}_{ikj} così ottenute avranno come somma

$$\sum_k \hat{b}_{ikj} = 1$$

e soddisfano in questo modo una delle condizioni logiche del modello di Goodman.

2.3. Abbiamo realizzato una preliminare verifica delle potenzialità del modello di Goodman utilizzando per la stima dei flussi elettorali in due esempi di comportamento elettorale simulati sul calcolatore, in cui erano prefissate le condizioni richieste per l'applicabilità del modello.

Una ipotetica popolazione di elettori è stata suddivisa — a caso — in 1.343 «sezioni» (esempio I), aggregate poi — sempre casualmente — in 101 «sezioni» di dimensioni maggiori (esempio II). Per semplicità, senza togliere generalità agli esempi, le sezioni sono state supposte di eguale numerosità. Si sono ipotizzati cinque partiti in lizza, ciascuno dei quali ha raccolto, in una elezione precedente (al tempo $t-1$) una quota di voti (indicata simbolicamente con x_1, x_2, x_3, x_4, x_5) che risulta distribuita casualmente intorno ad alcuni valori medi prefissati. Anche i coefficienti di flusso dei voti fra le elezioni al tempo $t-1$ e quelle al tempo t sono stati supposti oscillare casualmente attorno ad una serie di valori prefissati. Le distribuzioni casuali delle percentuali di voto dei partiti al tempo $t-1$ ed i coefficienti di flusso sono stati generati in modo da approssimare una

curva normale, con deviazione standard uguale alla metà dei rispettivi valori medi⁽¹⁾.

Noti, per ciascuna sezione, la percentuale di voto di ciascun partito al tempo $t-1$ ed i coefficienti di flusso interpartitico, risultano univocamente determinate le percentuali di voto dei partiti nelle elezioni che si svolgono al tempo t , secondo il sistema di equazioni [V].

I flussi interpartitici di voto fra le due elezioni che si sono verificati nell'insieme della nostra ipotetica popolazione risulteranno dalla semplice media dei flussi che si sono verificati nell'ambito di ciascuna delle sezioni⁽²⁾. Le Tabb. 1 e 2 riportano il quadro complessivo dei flussi per i due esempi di comportamento elettorale simulato. Le Figg. 1 e 2 presentano un quadro grafico dei principali flussi di voto interpartitico.

Supposte note le sole percentuali di voto per i cinque partiti a livello delle sezioni elettorali nelle due successive elezioni, abbiamo applicato il modello di Goodman per la stima dei flussi interpartitici verificatisi nel complesso della popolazione. I risultati di queste stime sono riportati nelle

Tab. 1 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 1.343 sezioni). Flussi «veri».

Elezione tempo t	Partito 1 (x ₁)	Partito 2 (x ₂)	Partito 3 (x ₃)	Partito 4 (x ₄)	Partito 5 (x ₅)	Totale
Partito 1 (y ₁)	4.53	1.86	.84	.61	.04	7.90
Partito 2 (y ₂)	.40	12.57	.42	1.19	.61	15.10
Partito 3 (y ₃)	.14	.39	28.97	2.33	.35	32.10
Partito 4 (y ₄)	.07	.18	1.26	39.22	.04	40.80
Partito 5 (y ₅)	.07	.39	.84	.61	2.16	4.10
Totale	5.20	15.40	32.30	43.90	3.20	(100)

(1) L'assunto della normalità della distribuzione casuale dei coefficienti di flusso non è una condizione necessaria per ottenere una applicazione corretta del modello di Goodman: abbiamo verificato che anche con altre distribuzioni casuali il modello risulta applicabile.

(2) È ovvio che se le sezioni sono di diversa ampiezza, la semplice media dovrebbe essere sostituita dalla media ponderata.

Tab. 2 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 101 sezioni). Flussi «veri».

Elezione tempo t	Partito 1 (x ₁)	Partito 2 (x ₂)	Partito 3 (x ₃)	Partito 4 (x ₄)	Partito 5 (x ₅)	Totale
Partito 1 (y ₁)	4.51	1.49	.64	.45	.03	7.10
Partito 2 (y ₂)	.30	12.67	.32	.95	.55	14.70
Partito 3 (y ₃)	.10	.30	29.38	1.85	.30	31.90
Partito 4 (y ₄)	.05	.15	.96	41.49	.03	42.70
Partito 5 (y ₅)	.05	.30	.61	.45	2.09	3.50
Totale	5.00	14.90	31.90	45.20	3.20	(100)

Tabb. 3 e 4 insieme agli scostamenti (positivi o negativi) rispetto ai valori «veri» dei flussi interpartitici nella nostra ipotetica popolazione. Le Figg. 3 e 4 forniscono un quadro grafico dei principali aspetti della mobilità elettorale così stimata. Il confronto fra queste figure e le Figg. 1 e 2 mostra come l'applicazione del modello di Goodman, nelle condizioni richieste, porta a risultati sostanzialmente corretti. Gli scostamenti — in valore assoluto — delle stime dei 25 flussi interpartitici dai flussi «veri» ammontano in totale al 2.12% dei voti (nell'esempio I di 1.343 sezioni). L'errore medio compiuto nella stima di ciascun flusso è dell'ordine del 0,08% dei voti. Nell'esempio II (101 ipotetiche sezioni elettorali) gli errori delle stime sono ad un livello più che raddoppiato: in totale raggiungono il valore del 4,76%, con un errore medio per ciascun flusso stimato dell'ordine di 0,19% dei voti.

In entrambi gli esempi compare una stima di flusso negativo, logicamente inaccettabile. Si tratta però del semplice effetto della oscillazione delle stime attorno ad un valore «vero» di piccola entità (in entrambi i casi il valore da stimare era dell'ordine dello 0,1% dei voti).

Questi semplici esercizi di studio di una simulazione del comportamento elettorale — compiuto in condizioni «ideali» — suggeriscono una serie di considerazioni preliminari, non sempre tenute presenti dagli utenti (e/o dai critici) del modello di Goodman.

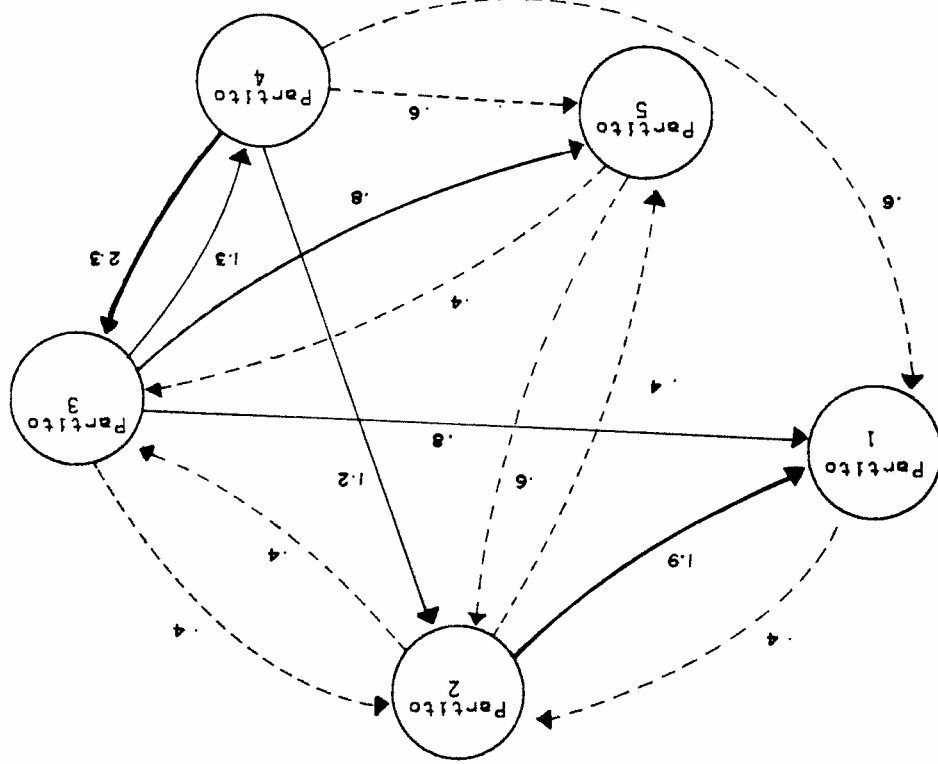


Fig. 1 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 1.343 sezioni). Flussi 'veri'.

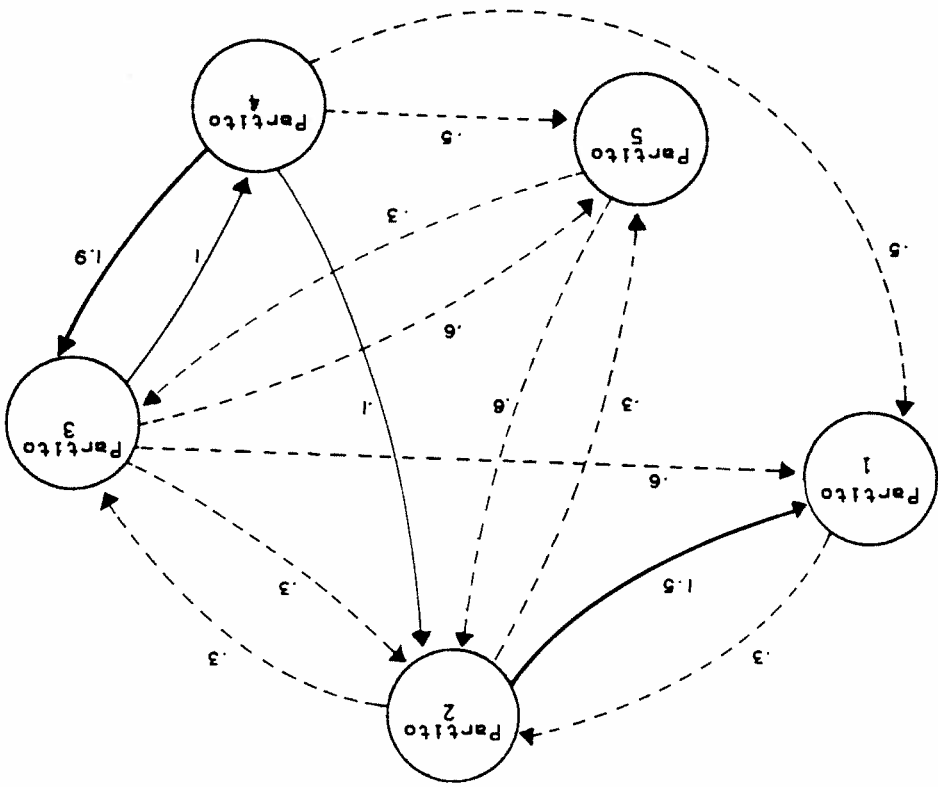


Fig. 2 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 101 sezioni). Flussi 'veri'.

Tab. 3 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 1,343 sezioni). Flussi «stimati» in base al modello di Goodman. (Fra parentesi: scostamenti dai flussi «veri»).

Elezione tempo t ₁	Partito 1 (x ₁)	Partito 2 (x ₂)	Partito 3 (x ₃)	Partito 4 (x ₄)	Partito 5 (x ₅)	Totale
Partito 1 (y ₁)	4,52 (-,01)	1,89 (+,03)	,90 (+,06)	,44 (-,17)	,11 (+,05)	7,90
Partito 2 (y ₂)	,52 (+,12)	12,43 (-,14)	,36 (-,04)	1,27 (+,08)	,53 (-,08)	15,10
Partito 3 (y ₃)	,07 (-,07)	,15 (-,24)	29,01 (+,04)	2,50 (+,17)	,33 (-,02)	32,10
Partito 4 (y ₄)	,02 (-,05)	,45 (+,27)	1,20 (-,06)	39,16 (-,04)	-,003 (-,04)	40,80
Partito 5 (y ₅)	,08 (+,01)	,48 (+,09)	,84 (,00)	,44 (-,17)	2,23 (+,07)	4,10
Totale	5,20	15,40	32,30	43,90	3,20	(100)

Tab. 4 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 101 sezioni). Flussi «stimati» in base al modello di Goodman. (Fra parentesi: scostamenti dai flussi «veri»).

Elezione tempo t ₁	Partito 1 (x ₁)	Partito 2 (x ₂)	Partito 3 (x ₃)	Partito 4 (x ₄)	Partito 5 (x ₅)	Totale
Partito 1 (y ₁)	4,28 (-,23)	1,86 (+,37)	,73 (+,09)	,32 (-,12)	-,08 (-,11)	7,10
Partito 2 (y ₂)	,31 (+,01)	12,22 (-,45)	,67 (+,35)	1,22 (+,27)	,35 (-,20)	14,70
Partito 3 (y ₃)	,23 (+,13)	,06 (-,24)	29,25 (-,13)	2,12 (+,27)	,28 (-,02)	31,90
Partito 4 (y ₄)	,06 (+,01)	,31 (+,16)	,64 (-,32)	41,13 (-,36)	,52 (+,49)	42,70
Partito 5 (y ₅)	,15 (+,10)	,43 (+,13)	,61 (,00)	,41 (-,04)	1,93 (-,16)	3,50
Totale	5,00	14,90	31,90	45,20	3,00	(100)

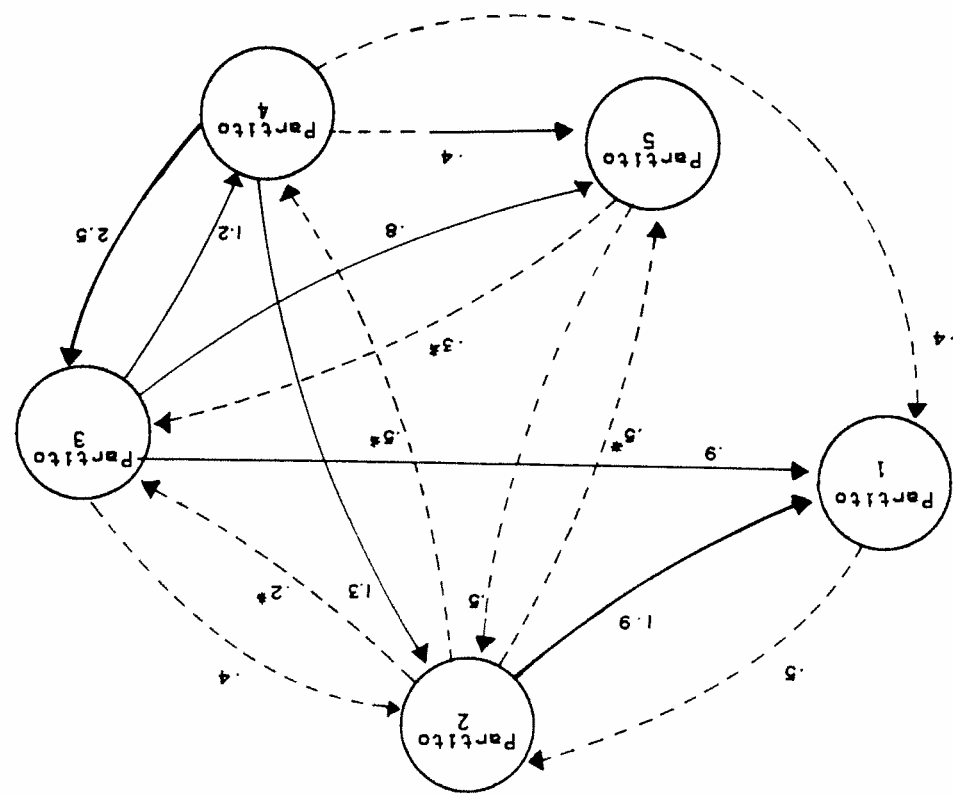


Fig. 3 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 1.343 sezioni). Flussi stimati con il modello Goodman.

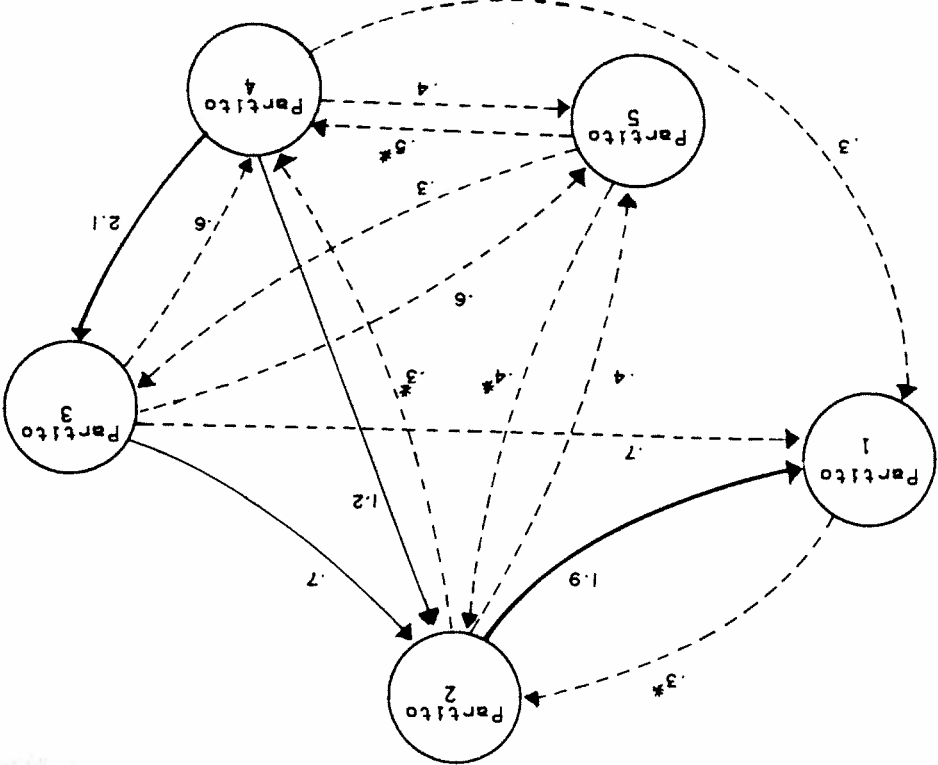


Fig. 4 - Simulazione di comportamento elettorale (modello di 101 sezioni). Flussi stimati con il modello Goodman.

a) Le stime fornite dal modello di Goodman permettono di ricostruire un quadro dei flussi interpartitici sostanzialmente corretto se i coefficienti di flusso variano casualmente da una sezione all'altra, purché si prendano in considerazione unicamente i flussi superiori ad una certa soglia, che varia a seconda del caso studiato (cfr. il punto seguente).

b) Nei nostri modelli di comportamento elettorale simulato non dovrebbero essere prese in considerazione le stime dei flussi inferiori allo 0,2% dei voti (nel primo esempio di 1.343 sezioni) e quelle inferiori allo 0,4% dei voti (nell'esempio II). In uno studio di mobilità elettorale reale — in cui la variazione dei coefficienti di flusso fra una sezione e l'altra non è puramente casuale — è ragionevole assumere questi valori come soglie minime, tendenzialmente da elevare.

c) Lo scostamento fra flussi «verti» e flussi stimati comincia a diventare mediamente significativo — anche nelle condizioni ideali del comportamento elettorale simulato — se il numero di sezioni è dell'ordine di 100. In un caso reale, dovrebbe perciò essere altamente sconsigliabile scendere molto al di sotto di tale soglia di numerosità per le unità di aggregazione utilizzate nelle stime dei flussi elettorali.

2.4. Schadee e Corbetta, in base ad una lunga esperienza di applicazione del modello di Goodman allo studio del comportamento elettorale, hanno proposto di ritenere accettabili stime dei flussi con un valore di VR (1) fino al 10% (Schadee e Corbetta, 1984, p. 248). Nei nostri esempi di simulazione del comportamento elettorale i valori di VR sono risultati rispettivamente di 0,03% (esempio I) e di 0,2% (esempio II). Ciò significa che nei casi di comportamento elettorale reale intervengono altre, molto significative, fonti di distorsione delle stime.

In particolare, quando si devono condurre ricerche empiriche che, non si conoscono in genere ragioni sufficienti per ritenere che i coefficienti b_{kj} (relativi alle singole unità di aggregazione per cui si conoscono i dati) differiscano dai valori medi dei coefficienti di flusso b_{kj} soltanto di una quantità stocastica e_{kj} . Possono esistere cioè differenze sistematiche fra i parametri b_{kj} al passaggio di un'unità territoriale ad un'altra.

Di conseguenza, come noto, non sempre le stime \hat{b}_{kj} sono comprese tra 0 e 1, come dovrebbe verificarsi dal momento che queste, nel modello, rappresentano frazioni di popolazione.

La condizione di applicabilità del modello di Goodman, che abbiamo ricordato, è molto restrittiva: si può ritenere in pratica soddisfatta soltan-

(1) Il coefficiente VR (Valore Redistribuito) rappresenta la misura di distorsione provocata dal riaggiustamento dei valori negativi dei coefficienti di regressione multipla, espressa come quota di elettorato che viene «rimossa» per rendere tali coefficienti compatibili con i presupposti logici del modello (per cui ogni coefficiente di regressione deve essere compreso tra i valori di zero e uno). Cfr. H.M.A. SCHADEE e P. CORBETTA, 1985, pp. 55-58.

to nel caso in cui le unità territoriali che suddividono la popolazione sono formate da un numero sufficiente elevato di individui «estratti» casualmente dall'universo, solo nel caso cioè in cui ogni unità territoriale si possa ritenere un campione significativo dell'universo; in tali condizioni all'aumentare della numerosità delle estrazioni la probabilità che il valore dei coefficienti di flusso nelle singole unità territoriali si discosti in modo significativo dai valori medi dell'universo tende a zero.

Nel nostro studio sulla mobilità elettorale questa condizione non è realizzata: le sezioni elettorali infatti aggregano gli elettori in modo non casuale, ma sulla base di specifiche localizzazioni territoriali. Il comportamento elettorale nelle diverse sezioni sarà perciò influenzato in modo sistematico dalle diversità delle sub-culture locali e dalla disomogenea distribuzione sul territorio delle condizioni economiche, culturali e sociali degli elettori stessi.

È possibile tener conto dell'effetto di queste variazioni attribuendole all'intervento di «variabili di contesto», che possono essere incluse nel modello [V]. Non sempre però tali variabili sono facilmente identificabili o si dispone delle informazioni sufficienti per il loro inserimento nel modello. Ci si limita perciò generalmente ad operare con metodi di regressione vincolata per ottenere valori dei coefficienti b_{kj} logicamente accettabili, oppure ad utilizzare opportuni algoritmi per correggere e riproporzionare a posteriori i risultati ottenuti.

Il problema di disporre di aggregati di elettori «estratti» casualmente per stimare i coefficienti di flusso (b_{kj}) dell'intera popolazione sarebbe risolvibile qualora le sezioni elettorali fossero costituite da campionamenti nazionali di adeguata rappresentatività.

Si potrebbe pensare allora di stimare il valore dei coefficienti di flusso con una o più survey: pur avendo così risolto in modo corretto la questione del campionamento casuale, si presentano però gravi e quasi insormontabili problemi di «misurazione» e di attendibilità dei dati. Questo tipo di indagine è affetto da errori sistematici dovuti — come vedremo più ampiamente in seguito — dalle reticenze e dalle dimenticanze di una buona parte degli intervistati. A ciò si aggiunge il fatto che, in un sistema politico articolato in 8-10 partiti nazionali, le transizioni possibili sono circa un centinaio, la maggior parte delle quali coinvolge solo una quota di intervistati troppo esigua per ottenere stime attendibili.

3. La metodologia dell'analisi

3.1. Dalla breve discussione fin qui presentata, emerge un curioso paradosso: il modello di Goodman appare in sé tanto logicamente coerente e «perfetto», in grado cioè di prevedere esattamente i coefficienti di flusso, quanto empiricamente inapplicabile; i risultati sono infatti aggrega-

ti nelle singole sezioni elettorali in modo tale da far mancare uno dei presupposti logici del modello e, d'altra parte, l'«aggregazione» di interviste individuali nelle survey — pur realizzate secondo criteri di campionamento ineccepibili^(*) — non fornisce informazioni sufficientemente attendibili a causa degli errori di misurazione ricordati.

Questo lavoro non approfondirà pertanto i problemi connessi con la struttura logico-matematica del modello di Goodman, ma quelli relativi alla sua applicazione empirica, per verificare e discutere l'esistenza delle condizioni per la sua attendibilità.

Confronteremo le stime sui comportamenti individuali di voto ottenute sulla base del modello di Goodman a partire dai dati elettorali aggregati a livello di sezioni con le stime ottenute sulla base dei dati individuali rilevati da un'indagine campionaria.

L'eventuale falsificazione della metodologia o delle sue ipotesi interpretative basata su dati sia aggregati (nei flussi) sia individuali (nelle survey) emergerà quindi non solo dai limiti delle metodologie stesse ma, anche e soprattutto, dall'integrazione critica delle stime ottenute con le due differenti tecniche di analisi.

3.2. Entrando nel merito specifico, per quanto riguarda le survey si è proceduto all'utilizzazione di tre sondaggi effettuati da due diversi istituti demoscopici^(*) su tre campioni rappresentativi di elettori, dei quali due sono stati intervistati prima della tornata elettorale e il terzo a votazione avvenuta, per un totale di circa 4 000 individui.

Tra le altre domande poste, quella centrale, riguardante il voto nelle politiche del 1983 e nelle regionali del 1985, ha mostrato risultati aggregati abbastanza omogenei, tanto da permettere l'unificazione dei tre momenti di sondaggio in un unico campione complessivo sufficientemente rappresentativo.

Attraverso l'utilizzo di dati riguardanti due spazi temporali differenti si è potuto risolvere, almeno parzialmente, il doppio ordine di problemi concernenti le survey: la reticenza pre e post-elettorale e la costante alta presenza di indecisi che spesso determina l'impossibilità di qualsiasi previsione attendibile. Come si dirà più avanti, rispetto agli indecisi di fedeltà, si riscontra comunque anche in questo caso la difficoltà degli intervistati ad ammettere mutamenti di voto in direzione dei partiti più estremi dello schieramento politico (nella fattispecie PCI e MSI) che provoca, in particolare modo per il MSI, una sovrastima del suo elettorato di «appartenenza» e una sottostima dell'elettorato di «opinione». Si vedrà quindi come si è cercato di limitare la portata di questo tipo di errore.

(*) Cf. A. MARRADI, 1985.

(*) Si tratta di due sondaggi pre-elettorali effettuati dalla Makno e di un sondaggio post-elettorale effettuato dalla Doxa.

Più numerosi e complessi sono gli aggiustamenti e i miglioramenti apportati alla tecnica dei flussi elettorali. In primo luogo, come già più volte sperimentato, si sono utilizzati i dati concernenti le 702 sezioni campione dell'universo nazionale, per un numero di elettori complessivo di 401.272 (pari ad oltre l'1% dei circa 36.964.000 iscritti nelle regioni in cui si è votato per il rinnovo del consiglio regionale). Come spesso ed in varie sedi ricordato⁽¹⁰⁾ l'utilizzo del metodo del campione di sezioni rende conto in misura sostanzialmente migliore dei pre-requisiti necessari per l'applicazione del modello dei flussi. Tali condizioni sono generalmente poco verificabili o riscontrabili empiricamente, soprattutto per quanto riguarda l'omogeneità e la eterogeneità nel comportamento elettorale, fatto salvo il caso in cui gli elettori non si rechino alle urne in sezioni estratte casualmente.

Vediamo brevemente i pre-requisiti giudicati più importanti:

- a) l'inesistenza di mutamenti territoriali;
- b) il comportamento omogeneo entro i gruppi fra le diverse unità territoriali (between);
- c) il comportamento eterogeneo dei diversi gruppi entro le stesse unità territoriali (within);
- d) la composizione della popolazione *differente* tra le unità territoriali;
- e) la mancanza di variazioni concomitanti (covariazioni) dei differenti gruppi nelle diverse unità territoriali (assenza di *multicollinearità*)⁽¹¹⁾.

Nel nostro caso, lo scarto dei voti PCI-DC, utilizzato come variabile per la creazione dei cluster, ha quasi perfettamente «funzionato» nella previsione dei risultati nazionali, rendendo quindi maggiormente attendibile l'ipotesi di omogeneità di comportamento. L'utilizzo di tale variabile, e la buona «performance» di cui si è resa protagonista, non dà evidentemente una garanzia certa del grado di omogeneità del comportamento degli elettori nel passaggio da una sezione all'altra (e si è per questo infatti fatto ricorso, come si vedrà più avanti, a ulteriori differenziazioni modulari dall'intervento di variabili di contesto), ma resta comunque decisivo il fatto che il suo corretto funzionamento è una prova «aggiuntiva», rispetto a tutte le analisi precedentemente effettuate, della reale esistenza di un pre-requisito la cui presenza non viene generalmente mai sufficientemente dimostrata; allo stesso modo, anche la condizione posta al punto d) è stata garantita, a priori, dalla scelta delle sezioni, casualmente selezionate proprio in base alla massimizzazione della varianza nello scarto dei voti PCI-DC.

L'approccio metodologico alla formazione del campione di sezioni⁽¹²⁾ prevede l'agglomerazione delle 80.000 sezioni degli 8.000 comuni italiani

(10) Cf. P. NATALE, 1985.

(11) Cf. H.M.A. SCHADEE e P. CORBETTA, 1984, pp. 101-102.

(12) Cf. S. DRAGHI, 1982, pp. 437-455.

in circa 800 cluster, in base a due vincoli territoriali (l'unità provinciale e la classe dimensionale) e, infine, l'identificazione delle sezioni campione rappresentative di ognuno dei cluster vincolata, quale criterio di scelta, alla differenza dei voti tra PCI e DC. Da queste, nel presente studio, sono state ovviamente eliminate le 98 sezioni appartenenti alle regioni a statuto speciale, nelle quali non si è votato nel maggio 1985.

Le 702 sezioni campione sono state in questa fase dell'analisi sottoposte a numerose prove utili ad identificare uno o più possibili criteri di selezione; ricordando la raccomandabilità di tali procedure atte ad evitare che i risultati finali ottenuti siano parzialmente falsati da particolari caratteristiche delle sezioni elettorali, questi sono infine i criteri di selezionamento adottati per ciascuna sezione:

- 1) numero di votanti superiore alle 300 unità e inferiore alle 800 unità;
- 2) differenza percentuale tra i votanti 1983 e i votanti 1985 compresa tra -20 e +20;
- 3) differenza assoluta tra astensionismo totale (non votanti + voti non validi) 1983 e 1985 compresa tra -100 e +100;
- 4) tasso di astensionismo totale inferiore al 50%;
- 5) incremento percentuale tra gli iscritti 1983 e gli iscritti 1985 compreso tra -15 e +15;
- 6) identità dei confini territoriali della sezione dal 1983 al 1985.

L'applicazione di tali criteri ha portato infine alla selezione di 520 sezioni sulle quali si sono effettivamente svolte le analisi successive; può sorgere in questo caso il dubbio che tale processo abbia causato o introdotto delle distorsioni troppo marcate rispetto al campione originariamente scelto: in realtà⁽¹⁾ il selezionamento così operato può venir visto quale nuovo ulteriore processo di campionamento, empiricamente verificato come legittimo negli studi citati. Le sezioni con cui ci troveremo d'ora in poi a lavorare sono quindi il risultato della selezione di una selezione, di fatto interpretabile quale effetto di una doppia campionatura, operata secondo modalità legittimamente casuali.

3.3. I limiti della tecnica dei flussi, come si è detto, concernono generalmente l'impossibilità di rendere pienamente conto degli spostamenti, della mobilità e della staticità rispetto all'intero elettorato italiano; numerose strade sono state tentate per giungere a questo risultato, dalle analisi a livello provinciale⁽²⁾ all'extrapolazione dei risultati di alcune città-campione come rappresentative dell'universo italiano⁽³⁾, ma tutte,

⁽¹⁾ Sui criteri di selezione e sulla influenza di tale operazione sui risultati finali, si veda in particolare ancora H.M.A. SCHADEE e P. CORBETTA, 1984, pp. 164-168.

⁽²⁾ Cfr. l'articolo commentato pubblicato da Gianni Statera sul *Corriere della sera* del 12 giugno 1985.

⁽³⁾ Cfr. H.M.A. SCHADEE e P. CORBETTA, 1984, *passim*.

per limiti metodologici (la prima) ovvero di contenuto (la seconda) non sono riuscite a cogliere l'«interesse» dei fenomeni⁽⁴⁾, seppur sia stata evidente, per alcuni aspetti, l'utilità di osservazioni e di studi a livello locale per le singole città analizzate.

La scelta di utilizzare come base di analisi le sezioni campione sembra la più efficace nella rappresentazione dei movimenti nazionali, ma ugualmente non riesce, così come è stata effettuata nel passato, a tenere sotto controllo la presenza di variabili di contesto e aggiuntive che la letteratura del campo giudica essenziali per la corretta determinazione dei coefficienti di flusso dei vari partiti allo studio.

I principali effetti di distorsione sono nella letteratura generalmente addebitati, in prima approssimazione, da una parte alla disomogeneità del territorio nazionale da analizzare, dall'altra al differente comportamento di voto tra elettori residenti in città e in campagna⁽⁵⁾.

Riuscite a render conto di tali effetti avrebbe potuto significare l'eliminazione di una delle principali fonti di errore di stima: laddove viene generalmente utilizzata la modalità tecnico-operativa di inserire queste variabili di contesto direttamente nelle analisi di regressione sotto forma di «dummy», si è qui proceduto ad una strada alternativa, a tante serie cioè di stime dei minimi quadrati quante erano le aree in cui il campione nazionale era stato suddiviso.

Così, per la divisione secondo la variabile geo-politica, le serie di equazioni utilizzate sono risultate quattro, corrispondenti rispettivamente all'area del triangolo industriale del Nord-Ovest, la zona «bianca» del Nord-Est, la zona «rossa» del Centro e il Centro-Sud⁽⁶⁾; per la seconda analisi si sono invece raggruppate le sezioni rispetto alla loro appartenenza a tre classi dimensionali di unità territoriali comunali, corrispondenti ai comuni con oltre 80.000 abitanti, comuni compresi tra 10.000 e 80.000 abitanti e comuni con una popolazione inferiore ai 10.000 abitanti.

Dato che la comparazione delle politiche del 1983 è stata effettuata con la consultazione regionale del 1985, sono state escluse dall'analisi le 5

⁽⁴⁾ In questo caso, gli intenti degli autori erano sicuramente in via prioritaria altri da quelli di studiare i fenomeni elettorali a livello nazionale, e le stime dei flussi per le città analizzate erano (o sono stati finora) funzionali a problematiche prevalentemente metodologiche. Diverso è invece il caso per quanto concerne il precedente contributo dei due autori in M. BARBAGLI et alii, 1979, pp. 60-63, in cui viene espressamente avanzata una ipotesi di confronto tra i risultati ottenuti per la città di Bologna e i risultati nazionali.

⁽⁵⁾ Cfr. H.M.A. SCHADEE e P. CORBETTA, 1984, pp. 53-55.

⁽⁶⁾ Per l'area del triangolo industriale si sono prese in considerazione le province piemontesi e liguri e le province di Milano, Pavia, Varese e Cremona in Lombardia; per la zona «bianca» le province venete e le province di Bergamo, Brescia, Como e Sondrio in Lombardia e quella di Lucca; per la zona «rossa» l'Emilia-Romagna, la Toscana, le Marche e l'Umbria; le restanti regioni sono state incluse nell'area del Centro-Sud. Per una discussione critica sulle diverse modalità finora proposte per la suddivisione delle province italiane in zone omogenee si veda, in particolare, A. ARCULEO e A. MARRADI, 1985.

regioni a statuto ordinario — Val d'Aosta, Trentino-Alto Adige, Friuli-Venezia Giulia, Sicilia e Sardegna — in cui non si è votato per il rinnovo del consiglio.

In tutte le analisi, per ovviare al problema dell'incertezza delle stime causata dalla bassa percentuale dei voti riportati dagli schieramenti politici più piccoli, si sono utilizzati i seguenti raggruppamenti: PCI, DC, MSI, laici (PRI + PLI + PSDI), altri (PP + radicali + Verdi + ...) e area del non-voto (aste-nuti, schede bianche e schede nulle).

Anche per questo motivo, i livelli di mobilità totali dovrebbero risultare leggermente sottostimati rispetto a quelli reali, tenuto conto del fatto che non si sono considerati i passaggi di voto all'interno, per esempio, del raggruppamento «laico».

Il noto problema concernente la stima dei minimi quadrati, nel modello di Goodman, deriva dalla presenza, nei coefficienti di flusso ottenuti, di valori negativi: abbiamo già notato come la principale (se non l'unica, una volta correttamente selezionate le sezioni elettorali) fonte di errore sia legata alla mancata introduzione nel modello di tutte le possibili variabili di contesto che caratterizzano le unità territoriali analizzate; l'introduzione di alcune di queste caratteristiche presenta come effetto quello di migliorare la stima dei flussi e di eliminare alcuni dei coefficienti negativi (inaccettabili, come si è detto, nel modello contabile), che comunque si ripresentano, sia pure con valori meno elevati. Nella quasi totalità degli studi fino ad oggi effettuati la correzione dei risultati ottenuti prevedeva l'applicazione del cosiddetto algoritmo RAS o di Stephan-Deming⁽¹⁹⁾, ponendo a zero i coefficienti negativi e riproponendo gli altri coefficienti accettabili in modo tale da adattare i valori dei flussi interpartitici ai marginali noti.

Nella nostra analisi si è invece proceduto ad una diversa operazionalizzazione; le stime dei minimi quadrati sono state ricalcolate⁽²⁰⁾ ponendo a zero i valori negativi, escludendo quindi, in ogni set di equazioni, quei partiti (al tempo t-1) che, nelle precedenti stime, non presentavano coefficienti di flusso accettabili in corrispondenza dei singoli regressori (i partiti al tempo t). Tale operazione è stata ripetuta più volte, fino a giungere alla totale scomparsa di valori negativi nei coefficienti di flusso stimati. L'algoritmo RAS è stato a questo punto utilizzato per ognuna delle aree separatamente, con l'unico scopo di riaggiustare e proporzionare le stime ottenute alla effettiva grandezza del partito cui queste facevano riferimento.

L'utilizzo di questa procedura di aggiustamento, rivelatasi infine più efficace del semplice uso del metodo di Stephan-Deming, ha in tal modo

⁽¹⁹⁾ Cfr. W.E. DEMING e F. STEPHAN, 1940.

⁽²⁰⁾ Si veda, per un'analisi approfondita del problema, L. TELSER, 1963 e G. MICHELI, 1976, pp. 442-443.

permesso di tener sotto controllo l'effetto che le stime negative inaccettabili avevano nel computo e nel calcolo delle altre stime di flusso valide e accettabili: si sono registrate infatti, negli ulteriori passaggi di minimizzazione dei quadrati dei residui, delle modifiche dei coefficienti che, in questo modo, meglio tendevano conto delle transizioni effettivamente esistenti tra un partito e l'altro.

I risultati parziali così ottenuti, le stime dei flussi elettorali per ognuna delle aree in cui è stato suddiviso il campione di sezioni, sono stati infine riaggregati attraverso la loro somma, ponderata per la percentuale di popolazione che ognuna delle aree rappresentava, ottenendo un numero di stime dei movimenti complessivi su tutto il territorio nazionale pari al numero di variabili di contesto utilizzate.

3.4. Il risultato finale di questa complessa procedura di analisi dei dati aggregati può essere sintetizzato come segue:

- a) una stima dei flussi elettorali a livello nazionale da dati aggregati (attraverso un unico set di equazioni);
- b) una stima dei flussi elettorali corrispondenti alle quattro aree geopolitiche in cui è stato suddiviso il campione di sezioni;
- c) una stima dei flussi elettorali a livello nazionale dalla riaggregazione delle quattro aree di cui al punto b);
- d) una stima dei flussi elettorali corrispondenti alle tre aree calcolate in base alla dimensione della popolazione comunale;
- e) una stima dei flussi elettorali a livello nazionale dalla riaggregazione delle tre aree di cui al punto d);
- f) dall'analisi dei risultati delle interviste:

Un ulteriore passo avrebbe dovuto riguardare lo scorporo del campione di sezioni nazionale secondo 12 aree, corrispondenti alla concomitante presenza di entrambe le variabili di contesto isolate (zone geopolitiche e rapporto tra zone metropolitane e zone rurali), che più esaurientemente avrebbero potuto cogliere i fenomeni di flusso elettorale effettivamente verificatisi durante le due elezioni analizzate; le prime prove effettuate in questo senso hanno purtroppo evidenziato il limite contingente della scarsa numerosità delle unità di analisi a disposizione per ognuna delle dodici sub-aree. Sebbene questa sia la strada più opportuna da percorrere, i risultati poco attendibili con cui avremmo dovuto lavorare ci hanno fatto propendere, nel presente studio, alla scelta di coefficienti più «sicuri» anche se meno «precisi» rispetto a coefficienti che tenevano più «controllate» le variabili di contesto ma, in definitiva, si dimostravano meno affidabili a causa della scarsa numerosità delle unità territoriali disponibili.

L'ultimo passo dello studio prevede il confronto tra i risultati delle analisi di survey e i risultati delle diverse analisi dal campione di sezioni:

questo metodo di falsificazione o giustificazione bilaterale, di cui si è detto, ha fornito l'opportunità di confrontare le informazioni ottenute con le due differenti tecniche, mediando, in alcuni casi, risultati non molto omogenei ed eliminando talvolta incongruenze troppo vistose, per giungere infine ad una prima identificazione relativamente attendibile degli spostamenti, della fluidità e della vischiosità dell'elettorato italiano.

4. Analisi dei risultati

4.1. Abbiamo visto nel precedente paragrafo come, alla fine del complesso processo metodologico, ci si sia trovati in possesso di numerosi risultati derivanti dall'analisi dei dati aggregati. In particolare erano a disposizione ben tre stime riguardanti i flussi elettorali a livello nazionale, la prima ricavata utilizzando il modello senza l'introduzione di variabili di contesto, la seconda utilizzando l'aggregazione ponderata dei risultati delle quattro aree geo-politiche, la terza utilizzando l'aggregazione dei risultati delle tre classi dimensionali comunali.

Si trattava quindi, una volta confrontate queste tre stime tra loro per studiarne le differenze più salienti (confronto di cui il lettore potrà a sua volta dilettarsi mediante le tavole presentate in appendice), di scegliere quella che fornisce dati, risultati e coefficienti più attendibili; si è già precedentemente e abbondantemente discusso sui motivi che portano al rigetto della prima stima, causato dall'assenza di variabili di contesto nel modello di flusso. Nell'impossibilità di utilizzare risultati derivanti dalle citate 12 aree, omogenee sia per quanto riguarda la classe di popolazione comunale sia per quanto concerne la sub-cultura geo-politica, la scelta è caduta sulla seconda stima: la divisione in aree geo-politiche omogenee (in altre parole, l'introduzione di questa variabile aggregativa) è risultata infatti molto più «funzionante» nella capacità di ridurre il numero e l'entità dei coefficienti negativi, riusciva cioè a cogliere in maniera più esatta le differenziazioni e le omogeneità nelle scelte di voto, deteneva capacità di «spiegazione» della varianza dei partiti analizzati molto più accentuata e, infine, mostrava similitudini più strette sia con la prima stima che con la terza, risultando una sorta di media ponderata tra coefficienti di flusso «eccessivi» o «strani» presenti nelle altre due tavole. Inoltre, mentre alcune differenziazioni geografiche sono a prima vista auto-evidenti (per tutte: il maggior astensionismo generalizzato nel Sud), porre senza ulteriori specificazioni sullo stesso piano di analisi città come Bologna e Napoli o come Vicenza e Torino sembrava a noi una forzatura troppo evidente, troppo incurante delle realtà sub-culturali, delle quali la letteratura del campo ha da tempo mostrato l'estrema importanza.

Criteri dunque teorici e metodologico-statistici ci hanno infine con-

dotto alla scelta di privilegiare lo studio, e di riportarne qui i risultati, delle differenze tra le stime prodotte dalle survey e quelle derivanti dall'analisi delle quattro aree geo-politiche.

4.2. I confronti effettuati sono stati quindi di tre tipi: il primo tra le stime basate sui dati aggregati e quelle basate sui dati di survey (Figg. 5 e 6); il secondo tra i flussi risultanti dalle quattro zone geo-politiche (Figg. 7, 8, 9, 10); il terzo tra i flussi risultanti dalla differenziazione effetti metropolitani/effetti rurali (Figg. 11, 12).

La Fig. 5 fornisce un quadro complessivo degli spostamenti elettorali 1983-1985 ottenuto mediante una combinazione ponderata delle stime dei flussi elettorali nelle quattro zone geopolitiche in cui abbiamo suddiviso il nostro campione di sezioni. La Fig. 6 presenta i flussi calcolati in base alla media ponderata delle stime degli spostamenti elettorali ottenute sulla base delle tre «survey» effettuate nel maggio 1985. Le cifre che compaiono nelle due tavole rappresentano quote percentuali dell'intero corpo elettorale italiano.

Il quadro della mobilità elettorale che emerge dal confronto dei risultati ottenuti sulla base dei due metodi di analisi appare (sia pure con le ovvie difficoltà di orientamento tra le decine di frecce riportate nelle tavole) straordinariamente simile.

Le differenze più evidenti sembrano riguardare in primo luogo le fluttuazioni di voto da e verso il MSI e quelle che coinvolgono l'area dell'astensionismo («non voto» e voti non validi), soprattutto nell'interscambio con i partiti minori (Dp, verdi, radicali, ecc.). Per il resto la Fig. 6 differisce dalla 5 per la specificazione della distribuzione del voto dei «nuovi elettori» che non è stata stimata nell'analisi basata su dati aggregati per la difficoltà di reperimento delle informazioni necessarie (i dati per ogni sezione degli elettori nuovi iscritti e degli elettori deceduti nel periodo 1983-85). È tuttavia possibile da un attento confronto dei risultati ottenuti con i due metodi ottenere «indizi significativi» sul comportamento degli elettori, e produrre almeno alcune ipotesi sufficientemente confermate da entrambe le analisi sulle linee effettive di spostamento elettorale nel periodo considerato.

Le analisi condotte con le due diverse tecniche permettono anzitutto di stabilire che il livello di mobilità elettorale 1983-85 è largamente superiore alla somma delle variazioni apparenti delle percentuali dei diversi partiti (valutabile in circa il 5,2%). Dai dati di survey emerge una mobilità dichiarata del 17,9%; dall'analisi dei dati aggregati a livello di sezione un livello di mobilità del 16,4% (pur avendo trascurato, come abbiamo già detto, gli interscambi fra i partiti minori). La mobilità effettiva verificatasi tra le ultime elezioni politiche e le regionali del 1985 si può ritenere un valore intermedio fra i due: i due risultati sono

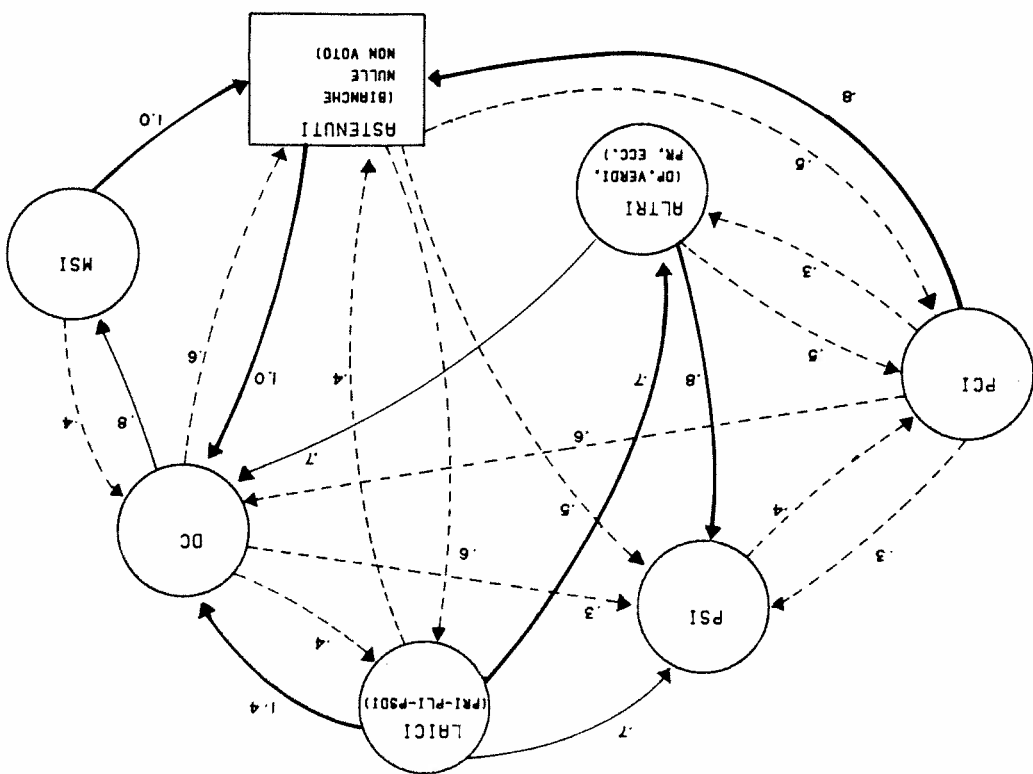


Fig. 5 - Flussi elettorali in Italia 1983-85. Aggregazione da quattro aree geo-politiche. Valori percentuali: totale elettori = 100.

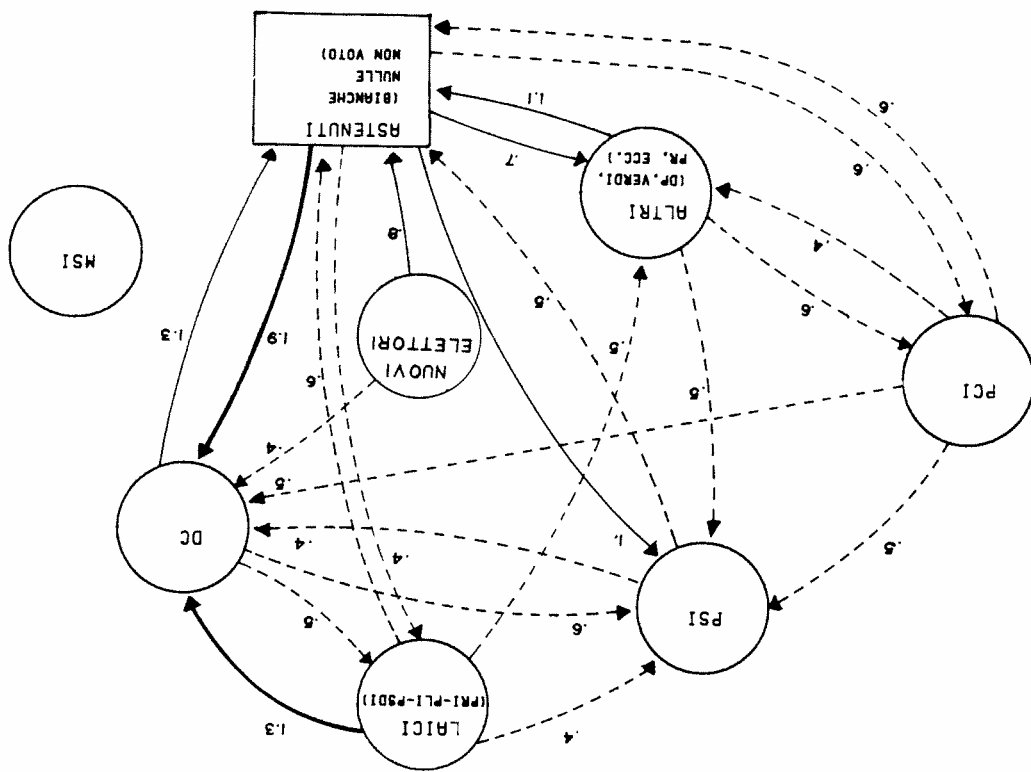


Fig. 6 - Flussi elettorali 1983-85. Dati di survey.

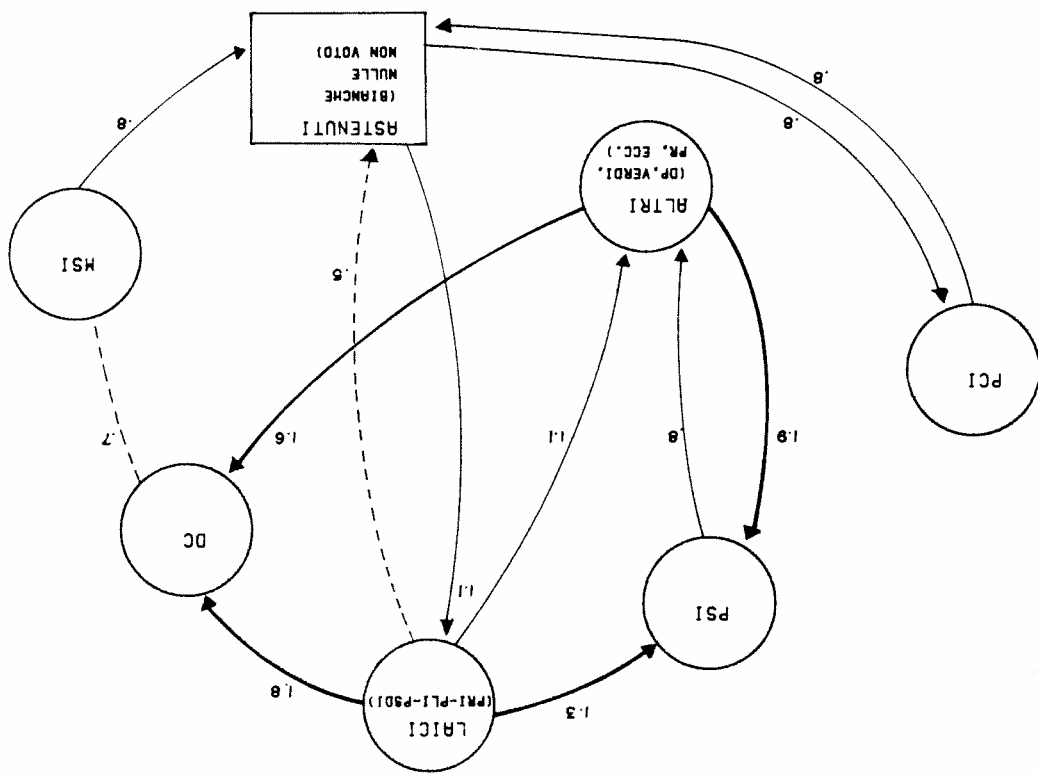


Fig. 7 - Flussi elettorali 1983-85. Triangolo industriale (Nord Ovest).

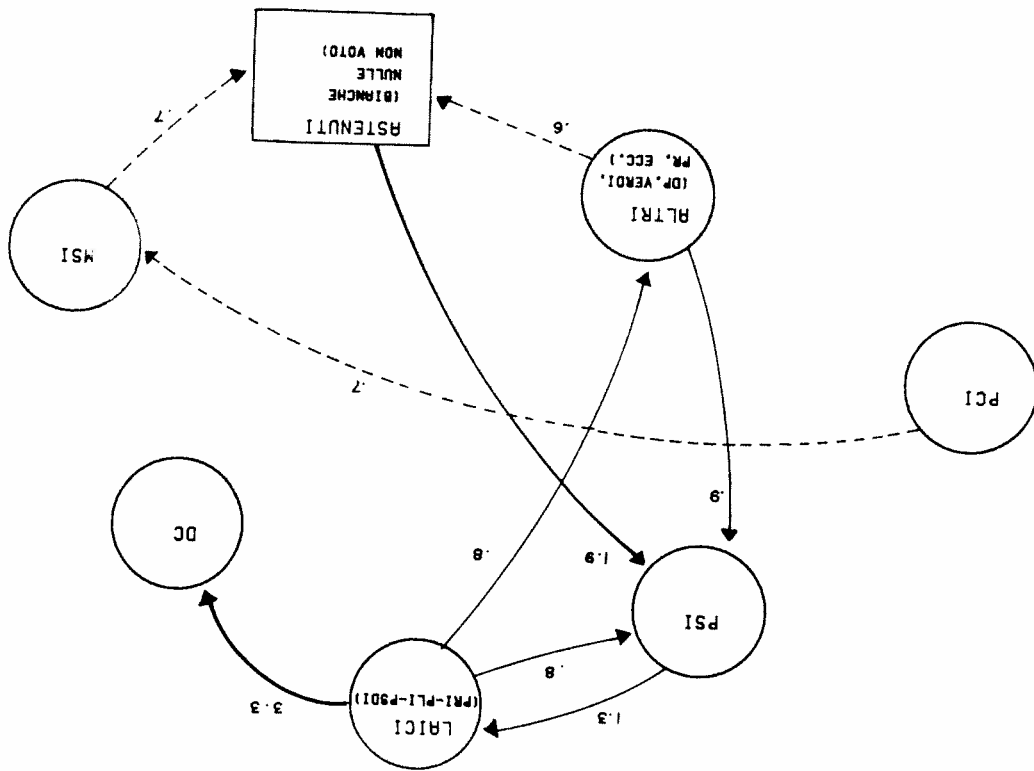


Fig. 8 - Flussi elettorali 1983-85. Zone 'bianche' (Nord Est).

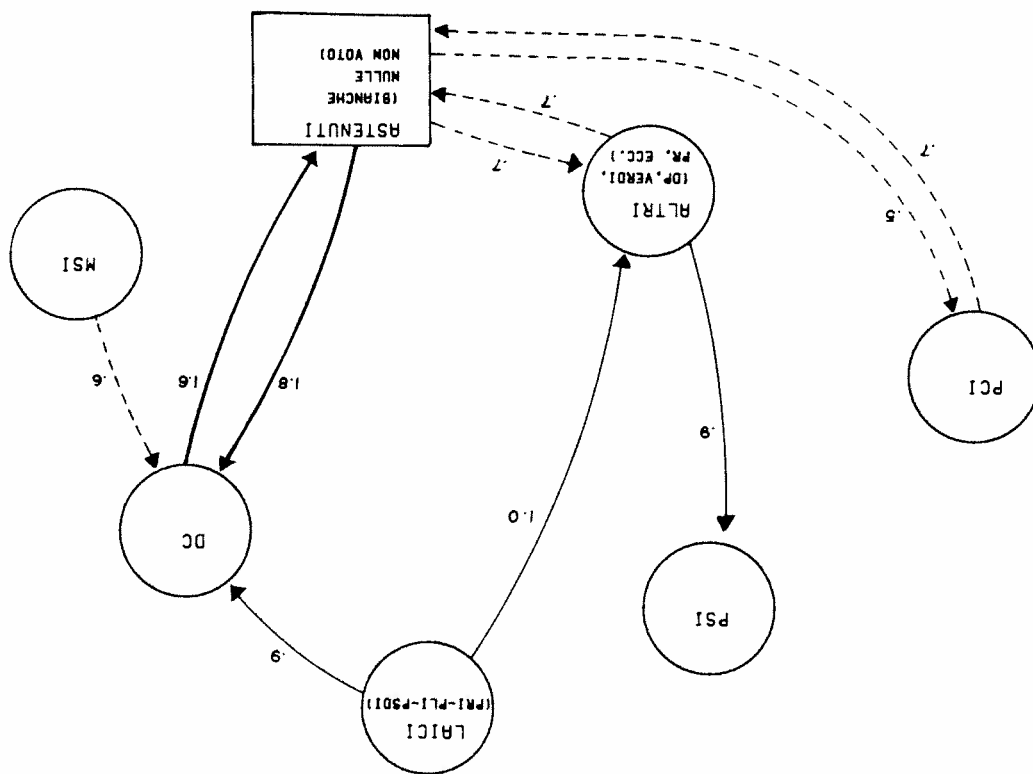


Fig. 9 - Flussi elettorali 1983-85. Zone 'rosse' (Centro).

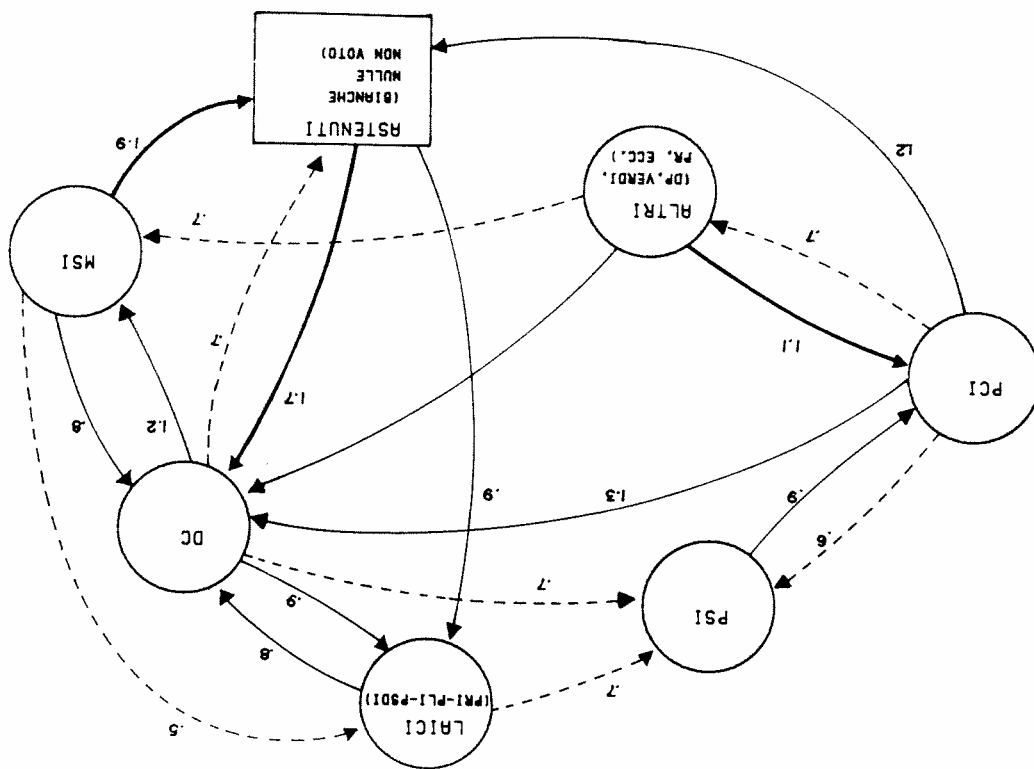


Fig. 10 - Flussi elettorali 1983-85. Centro Sud.

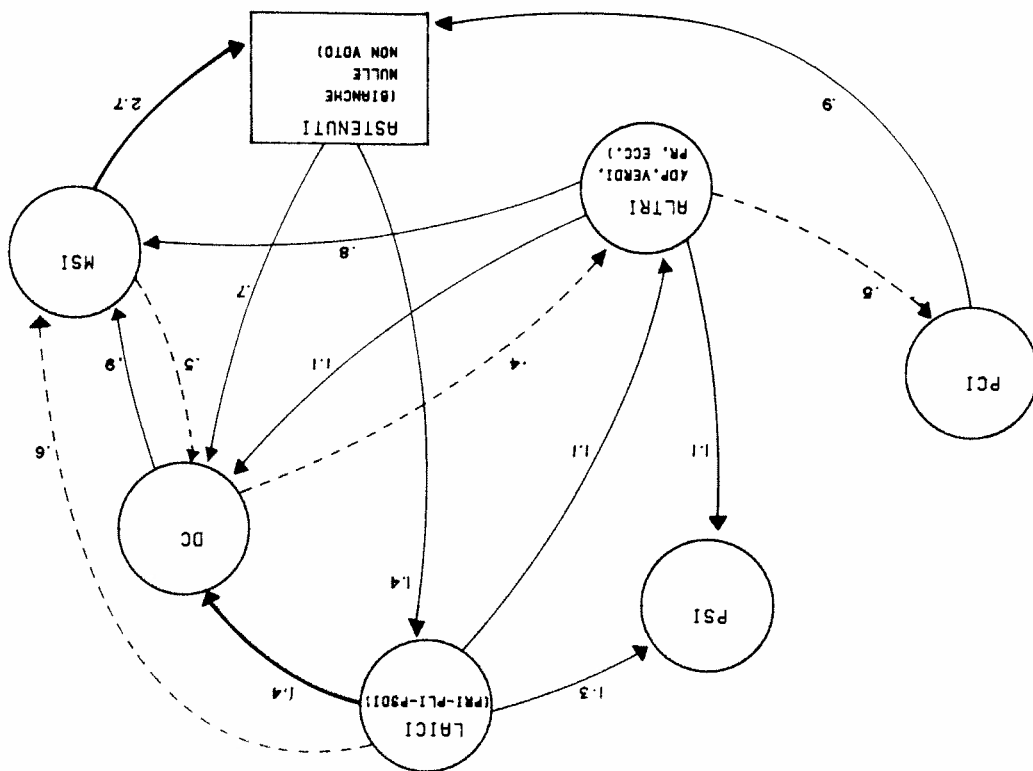


Fig. 11 - Flussi elettorali 1983-85. Comuni con più di 80.000 abitanti.

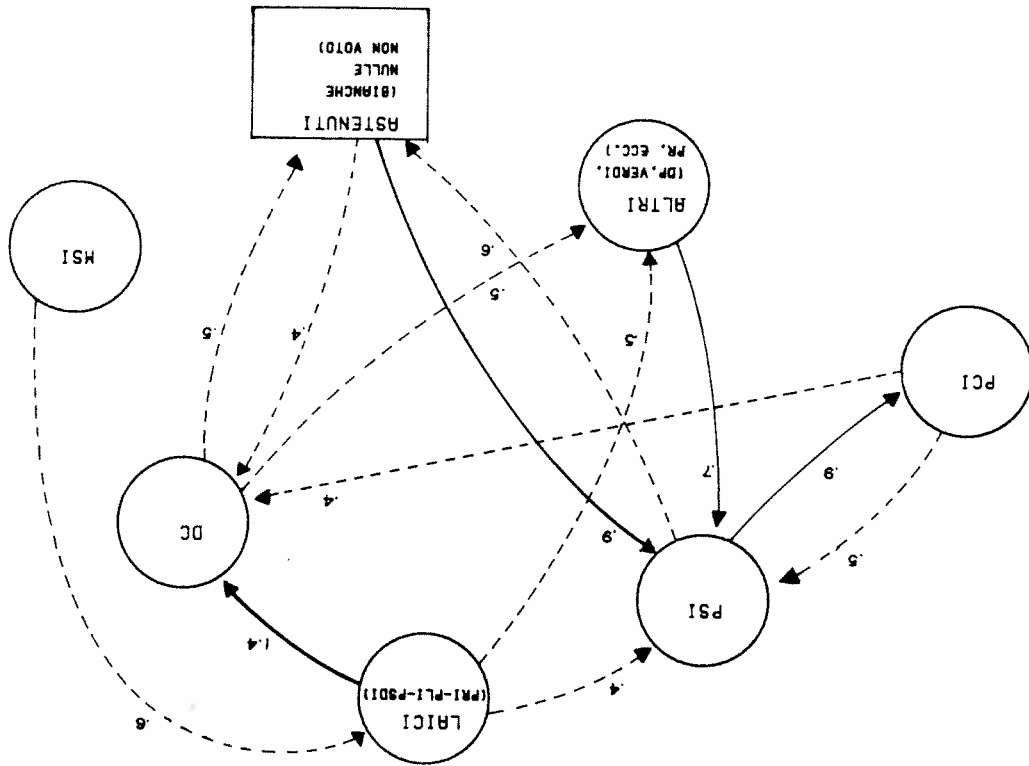


Fig. 12 - Flussi elettorali 1983-85. Comuni con meno di 10.000 abitanti.

lievemente discordanti a causa di alcuni problemi relativi alle specificità dei due tipi di indagine.

Si noti, in particolare, la inesistenza di flussi di voto da e verso l'MSI nei risultati basati sulle survey; tale circostanza «aggiunge» probabilmente una mobilità fittizia nell'interscambio dc/astenuiti, il quale presenta infatti valori molto più elevati rispetto ai flussi ottenuti dai dati aggregati. Inoltre, e in maniera particolarmente evidente, tra i partiti minori (raggruppati sotto l'etichetta *Altri*), e l'area del «non voto» si presenta nelle survey un notevole interscambio di voti che non viene rilevato dall'analisi aggregata: avendo già a sufficienza discusso sulla incapacità del modello di Goodman di render conto degli scambi di voto che coinvolgono i partiti di piccola entità, tale differenza non dovrebbe destare a questo punto particolari difficoltà interpretative.

Si può pertanto ragionevolmente ritenere che la quota di elettori che ha cambiato opzione partitica nell'arco degli ultimi due anni sia prossima ad 1/5 degli iscritti alle liste elettorali al netto dei mutamenti delle percentuali dei consensi elettorali prodotti dal semplice ricambio generazionale.

I livelli di fedeltà-mobilità elettorale sono poi risultati notevolmente differenziati per i diversi partiti. La Tab. 5 fornisce le stime dei livelli di fedeltà elettorale '83-'85 calcolate per ciascun partito con le due diverse tecniche. Tenendo conto delle distorsioni sistematiche che ciascuno dei due metodi presenta, gli ordini di grandezza degli indici di fedeltà risultano sostanzialmente coerenti. Le uniche due vistose eccezioni sono rappresentate dal livello molto elevato dell'indice di fedeltà elettorale per il MSI e, al contrario, molto basso per gli astenuiti, nella stima basata su dati di survey. Il primo valore dipende presumibilmente dal fatto che gli intervistati che dichiarano senza esitazioni di avere votato per il MSI nel 1983

Tab. 5 - *Indice di fedeltà elettorale 1983-85.*

	Da dati aggregati (4 zone geo-politiche) %	Da dati di survey %
DC	91,9	89,2
PCI	91,3	91,7
PSI	88,1	84,4
MSI	67,9	86,0
Laiici (PRI, PSDI, PLI)	66,0	69,5
Altri (DP, PR, Verdi, ...)	49,6	46,8
Astenuiti (non voto + non validi)	82,0	67,7
Media generale ponderata	85,9	81,7

appartengono in gran parte all'elettorato stabile di questo partito e tendono nella quasi totalità a riconfermare la loro scelta mentre solo una quota molto esigua dell'elettorato fluttuante di questo partito è disponibile a dichiarare tale tipo di opzione elettorale (il MSI è infatti, come è noto, costantemente sottorappresentato nelle indagini demoscopiche); l'entità del secondo valore, riguardante l'area del «non voto», può venir spiegata ricollegandoci a ciò che è già stato accennato nei riguardi degli interscambi con i partiti minori, oltre che alla usuale difficoltà di dichiarare una scelta (l'astensionismo) interpretata in molti settori sociali quale mancanza nei propri doveri di cittadino.

4.3. Il confronto tra i flussi stimati nelle quattro aree geo-politiche in cui abbiamo suddiviso il nostro campione di sezioni elettorali, rivela una dinamica elettorale '83-'85 molto differenziata. Variazioni consistenti si registrano anzitutto nei livelli complessivi di mobilità elettorale (cfr. Tab. 6).

La massima mobilità elettorale si è verificata nelle regioni del Mezzogiorno — come già per altre consultazioni — e in quelle del triangolo industriale; più elevati si sono mantenuti i livelli di fedeltà elettorale nelle zone in cui le subculture politiche rispettivamente «bianca» e «rossa» sono tradizionalmente dominanti.

Importanti variazioni tra le zone geo-politiche (cfr. le Figg. 7, 8, 9, 10) e tra le classi di popolazione (cfr. le Figg. 11-12) si registrano poi nell'analisi dell'interscambio elettorale dei diversi partiti. Movimenti di voto che appaiono molto significativi in alcune zone, risultano pressoché

Tab. 6 - *Indice di mobilità elettorale 1983-85.*

Media nazionale:		
— da aggregazione 4 zone geo-politiche		16,45%
— da aggregazione 3 zone popolazione		14,02%
— senza variabili di contesto		12,47%
— da dati di survey (esclusi neo-elettori)		17,92%
Media per zona:		
— triangolo industriale (Nord-Ovest)		15,41%
— zona «bianca» (Nord-Est)		12,65%
— zona «rossa» (Centro)		12,23%
— Centro-Sud		20,94%
— comuni fino a 10.000 abitanti		11,56%
— comuni da 10.000 a 80.000 abitanti		13,44%
— comuni con oltre 80.000 abitanti		16,39%

irrilevanti in altre: si veda ad esempio il flusso di voti tra partiti laici e DC, intenso nelle regioni del triangolo industriale e, in particolar modo, nelle zone «bianche» e molto meno elevato nelle zone «rosse» e nel Sud.

La disomogeneità della dinamica elettorale tra le quattro aree che abbiamo verificato rende di nuovo improponibile la stima «diretta» (e cioè con un unico set di equazioni di regressione) dei flussi a livello nazionale su dati aggregati a qualsiasi livello di (di sezione e, a maggior ragione, su base provinciale⁽¹⁾). Uno dei pre-requisiti fondamentali per l'applicazione del modello di Goodman è infatti che i livelli di flusso interpartitico non varino, da una unità di analisi all'altra, se non di una componente stocastica⁽²⁾.

Poiché nella nostra elaborazione abbiamo verificato almeno una variazione sistematica interzonale, un corretto procedimento di calcolo dei flussi elettorali rende necessario l'applicazione di uno dei seguenti procedimenti:

a) l'inserimento nelle equazioni di stima di una variabile che sintetizzi l'influenza della cultura politica e delle condizioni socio-economiche delle diverse zone sulla dinamica elettorale;

b) un calcolo dei flussi indipendente in ciascuna delle diverse aree e una stima successiva a livello nazionale attraverso una combinazione ponderata dei risultati «locali».

A causa delle evidenti difficoltà di reperimento delle variabili contestuali di cui al punto a), nel presente lavoro abbiamo utilizzato, come già ricordato, il secondo procedimento di stima statistica.

4.4. Il confronto tra i flussi ottenuti combinando i risultati ponderati delle quattro zone e quelli ottenuti senza divisione in aree mette in evidenza alcune particolarità:

a) i valori di VR (7) sono più elevati nella stima effettuata sulla base della suddivisione nelle quattro aree geopolitiche rispetto a quella nazionale (v. Tab. 7). L'importanza del VR, come viene peraltro implicitamente ammesso anche da Schadee e Corbetta, sembra essere unicamente affidata alla sua capacità di rigetto di alcuni risultati macroscopicamente inesatti; se l'analisi dei flussi viene effettuata con la giusta attenzione e utilizzando unità territoriali logicamente coerenti, i valori restano sempre al di sotto del limite minimo richiesto: in anni di esperienza di ricerca empirica, non abbiamo mai ritrovato un «valore redistribuito» superiore al 10-11% dell'intero corpo elettorale. Al di sotto della soglia richiesta, non è assolutamente detto che a minor VR corrisponda una miglior stima dei

⁽¹⁾ Questa imprecisione metodologica non è stata tenuta in sufficiente considerazione né da S. DRAGUI e P. NAVALE nell'analisi contenuta in *Rinascita*, n. 20, 1985, né da G. STATERA nell'analisi presentata sul *Corriere della Sera*, cit.

⁽²⁾ Cf. L.A. GOODMAN, 1959, pp. 610-615.

Tab. 7 - Valori del VR.

Media nazionale:		
— da aggregazione 4 zone geo-politiche		4.36
— da aggregazione 3 zone popolazione		5.04
— senza variabili di contesto		3.23
Media per zona:		
— triangolo industriale (Nord-Ovest)		5.36
— zona «bianca» (Nord-Est)		4.68
— zona «rossa» (Centro)		5.86
— Centro-Sud		2.79
— comuni fino a 10.000 abitanti		2.99
— comuni da 10.000 a 80.000 abitanti		5.75
— comuni con oltre 80.000 abitanti		7.04

risultati effettivi: anche nel caso qui presentato, ad esempio, si può notare come l'analisi operata in forma più rozza (senza considerare le variabili di contesto) fornisca un valore VR più basso sia di quello «generato» dall'analisi per zone geo-politiche che di quello derivante dall'analisi per classi dimensionali dei comuni;

b) l'indice di mobilità (corrispondente alla percentuale di elettorato instabile) è anch'esso superiore nell'analisi per zone (v. Tab. 6), dato quest'ultimo che mette in evidenza il difetto di sottostima della mobilità nell'analisi operata sull'intero territorio nazionale;

c) la percentuale media di varianza spiegata dalle regressioni non presenta particolari oscillazioni; i valori infatti dell'*adjusted R square* sono generalmente stimati intorno al 95-96%;

d) i valori dei flussi interpartitici, come somma totale, differiscono nell'analisi per aree da quelli ottenuti con un'unica «set» di equazioni sul campione nazionale di circa il 9%: dato questo piuttosto considerevole, che evidenzia la scarsa attendibilità delle analisi dei flussi effettuate su scala nazionale senza tenere conto dell'influenza del contesto geo-politico.

5. La mobilità elettorale alla metà degli anni ottanta

5.1. Le elezioni amministrative del 12 maggio 1985 sono state fortemente politicizzate sia nel corso della campagna elettorale, sia ancora di più nella valutazione dei risultati, da molti salutati come il punto di svolta che chiudeva definitivamente il ciclo politico-elettorale degli anni settanta, aprendone uno nuovo, nettamente differenziato. La campagna

elettorale ha avuto come temi dominanti da una parte l'eventualità che il PCI confermasse il «sorpasso» della DC verificato in occasione delle elezioni europee del 1984, dall'altra il problema della ridefinizione dei rapporti di forza fra DC e PSI in presenza di una presidenza del consiglio socialista. Nell'analisi dei risultati elettorali gli eventi «significativi» sono perciò stati fondamentalmente tre: la ripresa della DC, il relativo rafforzamento del PSI e la contrazione della base elettorale comunista. È stato poi in una certa misura evidenziato il discreto successo che hanno registrato le appena costituite Liste Verdi.

L'inquadramento di questi risultati nelle linee di tendenza del comportamento elettorale degli ultimi quindici anni, insieme alle stime degli effettivi mutamenti recenti nelle scelte di voto, che abbiamo calcolato sulla base di diverse metodologie, può condurre ad un approfondimento e una precisazione di queste valutazioni, al di fuori della logica contingente della polemica fra le diverse parti politiche.

5.2. Il semplice esame della serie storica dei risultati delle elezioni politiche e regionali degli ultimi quindici anni — specificati in riferimento al complesso degli elettori, e non sulla base dei soli voti validi (cfr. la Fig. 13) — permette di cogliere immediatamente notevoli elementi di differenziazione nel comportamento elettorale degli anni ottanta rispetto al decennio precedente.

L'elemento più vistoso che emerge dalla Fig. 13 è il consolidarsi di un'ampia area di «non voto» che coinvolge quasi un elettore su sei. Non si tratta di un'area di cittadini «marginalizzati», stabilmente al di fuori delle competizioni interpartitiche: ogni partito intrattiene con quest'area una fitta rete di interscambi, il cui andamento, come vedremo, costituisce una delle principali fonti del successo/insuccesso delle rispettive performances elettorali.

Al di là delle specifiche vicende delle diverse forze politiche, il quadro di insieme che sembra emergere dall'esame delle tendenze del comportamento elettorale per gli anni ottanta è quello di una minore capacità complessiva di coinvolgimento dei cittadini nella competizione per la periodica ridefinizione dei rapporti di forza elettorali fra i partiti (Figg. 14 e 15). Oltre al consolidarsi dell'astensionismo, un altro elemento sembra corroborare questa ipotesi. Dal 1979 in poi — con la eccezione delle elezioni regionali del 1980, in cui i radicali non presentarono liste elettorali — si segnala una quota non trascurabile di elettori (circa il 5% del corpo elettorale) che «esplora» nuove possibilità di voto che, in qualche modo e con diverse connotazioni politico-ideologiche, si pongono come alternative alle forme di prassi politica dei partiti tradizionali. L'esplorazione delle nuove possibilità di voto è spesso transitoria, come risulta dal basso livello di fedeltà elettorale che caratterizza queste liste. In ogni caso, si può interpretare anche questo tipo di comportamento eletto-

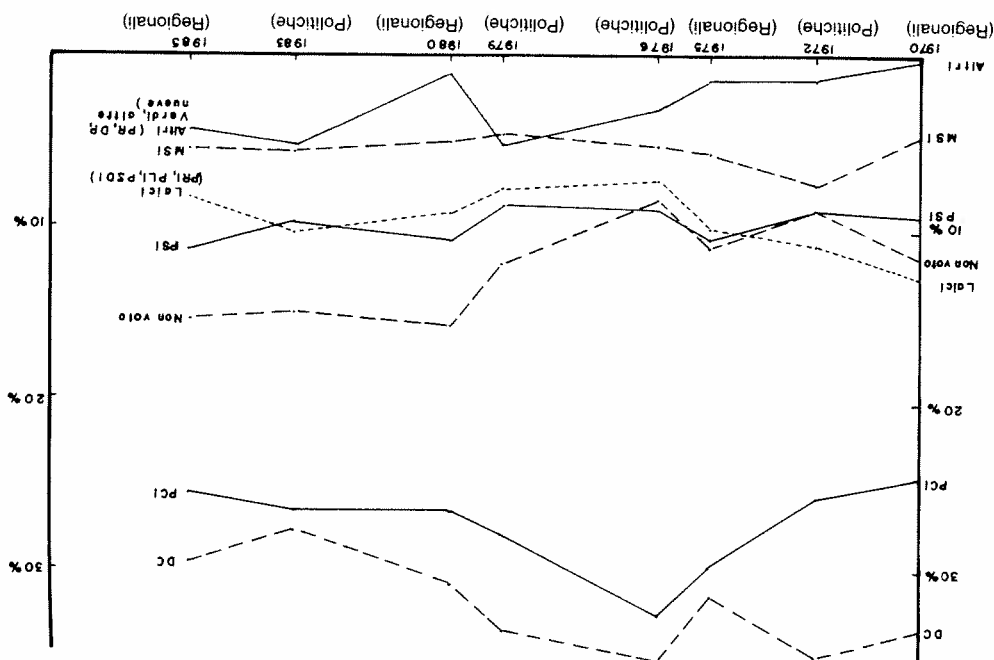


Fig. 13 - Elezioni politiche e regionali nelle quindici regioni con statuto ordinario 1970-1985. Percentuali rispetto agli elettori.

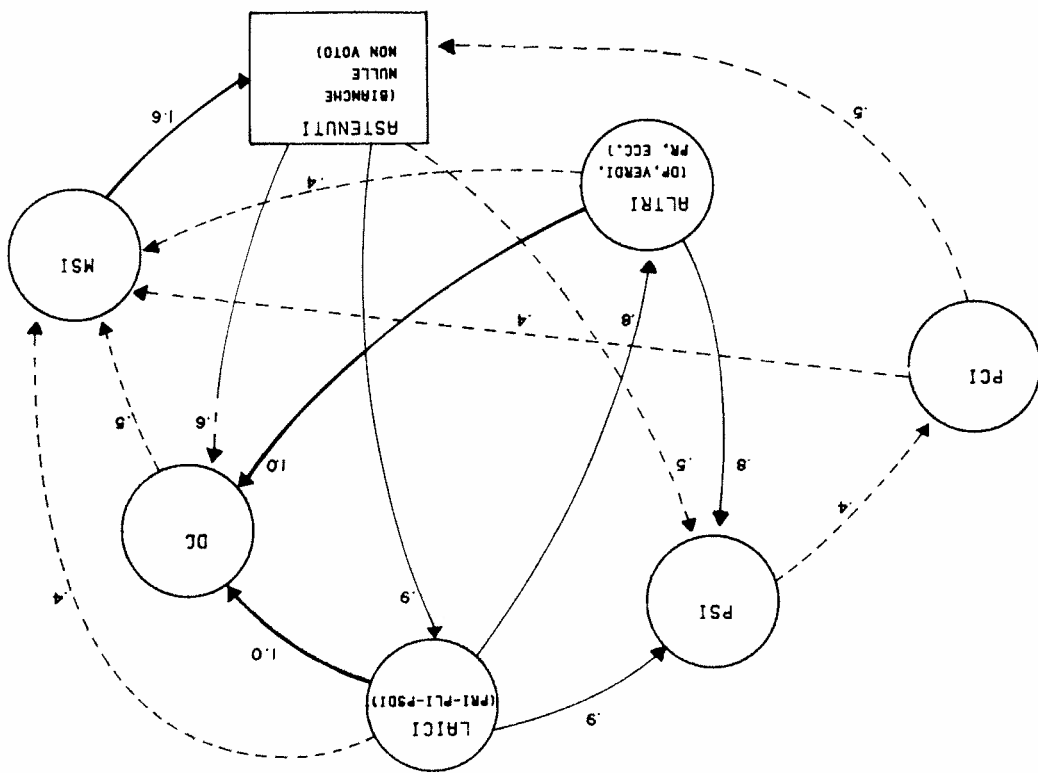


Fig. 14 - Flussi elettorali in Italia 1983-85 (senza variabili di contesto).

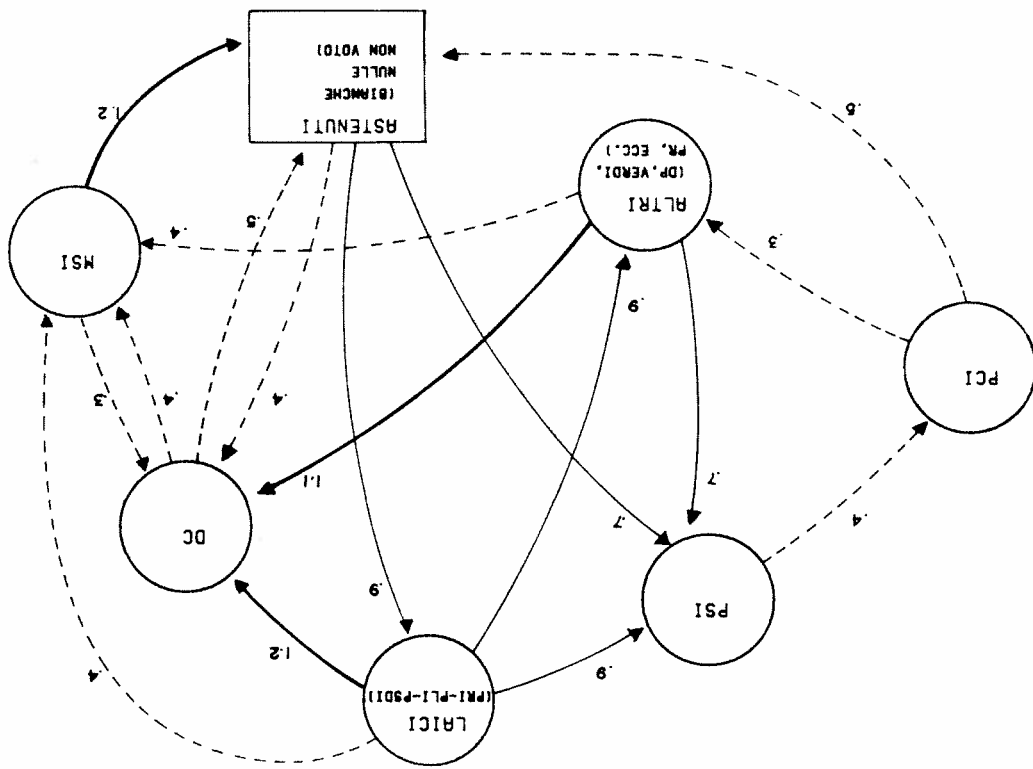


Fig. 15 - Flussi elettorali in Italia 1983-85 (aggregazione da tre aree popolazione comunale).

rare come indicatore di una implicita critica alle forme consolidate del gioco politico (declinato in tutte le possibili sfumature che vanno dall'«alternativa» all'«alternanza»), coniugata con un tentativo, non sempre chiaro, di segnalare possibili vie di uscita.

5.3. Nelle nostre analisi delle dinamiche elettorali degli anni ottanta abbiamo fatto riferimento - per avere un maggior numero di riscontri e prendere in considerazione intervalli temporali non troppo estesi - sia alle elezioni politiche, sia a quelle regionali. La comparabilità dei risultati di questi due tipi di elezioni è in generale condivisa dalla maggioranza dei commentatori politici e da molti studiosi del comportamento elettorale: «Nell'analisi del risultato, così come nella lettura delle dinamiche che l'hanno prodotto, il voto regionale è sempre letto (...) come una verifica dello stato dei rapporti di forza tra i partiti a livello nazionale» (Parisi, 1985, p. 1).

Debbono in ogni caso essere tenute sempre presenti le specificità dei due tipi di elezione, dovute al diverso referente istituzionale, alla diversità del ruolo giocato dai partiti in sede locale e, talvolta, alla stessa diversità delle liste in competizione. Sono state registrate negli stessi risultati dei due tipi di consultazione elettorale una serie di differenziazioni che hanno assunto un carattere «quasi-sistematico»: «rispetto al trend definito dalle due elezioni politiche tra le quali si colloca la consultazione regionale, si può riscontrare nel voto di quest'ultima che: a) l'astensionismo complessivo (inteso come somma dei voti non validi e dei non votanti) è costantemente superiore; b) il voto ai due partiti principali è costantemente inferiore; c) il voto al psi è costantemente superiore» (Parisi, 1985, p. 6).

Anche a questo riguardo però si può verificare un'altra novità del comportamento elettorale negli anni ottanta, nel senso di una drastica diminuzione delle differenze fra elezioni politiche e regionali. L'astensionismo infatti, come abbiamo già osservato, si è stabilizzato al di sopra del 15% del corpo elettorale, indipendentemente dal tipo di elezione. La somma dei voti conseguiti dalla Dc e dal Pci risulta addirittura superiore nelle elezioni regionali degli anni ottanta rispetto alle politiche.

Resta confermata invece la tendenza del psi a conseguire risultati migliori nelle elezioni regionali rispetto alle politiche. È però possibile che almeno una parte di tali miglioramenti siano semplicemente dovuti all'assenza di liste radicali nelle elezioni regionali. Questa ipotesi è confermata, come vedremo, dalla rilevazione di specifici flussi di voto.

5.4. L'esito delle elezioni del 12 maggio 1985 ha rappresentato per la Dc un effettivo punto di svolta nella tendenza alla erosione della propria base di consensi elettorali, costantemente presente dal 1976 in tutta la serie delle elezioni politiche e regionali (cfr. la Fig. 13). La ripresa della Dc presenta però due componenti ben distinte, che avranno presumibilmente

un diverso ruolo nel futuro «trend» elettorale di questo partito.

Si è verificato in primo luogo — in particolare nelle regioni dell'Italia settentrionale — un significativo recupero da parte della Dc nell'elettorato che nel 1983 aveva votato per i partiti laici. Si può pensare ad un tipo di elettore sensibile al problema del minacciato «sorpasso» comunista, e a quello di una possibile instabilità di tutto il sistema politico conseguente ad un ulteriore indebolimento elettorale della Dc. Si è cioè verificato «in piccolo» qualcosa di simile a quanto avvenuto nel 1976, di fronte ad una tendenza alla crescita dei consensi del Pci che si profilava ben più minacciosa. Nel 1985 la possibilità di avanzata comunista è apparsa molto meno preoccupante (e forse molto meno probabile) e una parte degli elettori «laici» ha fatto confluire i propri voti sul psi piuttosto che sulla Dc. Il recupero democristiano nell'area laica è risultato perciò nel complesso limitato e, presumibilmente, contingente: è cioè ipotizzabile che il declino di *appeal* elettorale della Dc sull'area di «centro laico», che si era verificato tra la fine degli anni settanta ed i primi anni ottanta, non abbia subito una significativa inversione di tendenza.

La ripresa della Dc nel maggio 1985 è stata nel complesso sensibile perché al recupero di voti dall'area laica si sono accompagnati quello dell'area del «non voto» — in particolare nelle regioni del centro e del sud — e la conquista di un'ampia quota del voto dei neo-elettori. In questo fenomeno si può vedere il risultato di un ampio lavoro di mobilitazione ideologica e organizzativa non tanto delle strutture del partito quanto di larga parte delle istituzioni ecclesiastiche e dalle loro organizzazioni collaterali, specialmente nell'area giovanile. Questa componente della ripresa elettorale democristiana può rivelarsi tendenzialmente più duratura, e segna una netta differenziazione rispetto alla situazione degli anni settanta.

5.5. L'aumento dei voti del psi alle elezioni regionali sembra essere, come abbiamo già visto, una «costante», che viene in genere in buona parte spiegata con la cospicua disponibilità di risorse e di prestigio derivate dalle posizioni di potere locale di questo partito. I consensi elettorali per il psi raggiungono però — in rapporto agli elettori — il massimo livello fra tutte le consultazioni politiche e regionali degli ultimi 15 anni (cfr. la Fig. 13), e sembrano segnalare una, sia pure lenta, tendenza generale al consolidamento delle posizioni elettorali di questo partito, indipendentemente dal tipo di consultazione. Inoltre, più che le variazioni quantitative, sembrano importanti alcune trasformazioni, che potremmo definire «qualitative», nel rapporto psi-elettori.

Entrambi i tipi di analisi sulla mobilità elettorale da noi effettuate hanno infatti messo in rilievo la posizione «centrale» del psi sul mercato elettorale per i significativi passaggi di voto tra questo partito e tutte le altre aree politiche. Questo interscambio presenta un saldo costantemente

positivo per il PSI, anche se non di grandi dimensioni, sia nei confronti dell'area del «non voto», sia nei confronti dei partiti situati convenzionalmente «a destra» dell'area socialista (DC e partiti laici). Una parte dell'incremento del PSI deriva poi indubbiamente dall'area radicale, anche se in misura più limitata di quanto si è verificato nelle elezioni regionali del 1980 a causa della presenza di Liste Verdi («Verdi-civiche»), che hanno riassorbito almeno in parte l'elettorato radicale.

L'interscambio fra PSI e PCI non sembra privilegiare nettamente nessuno dei due schieramenti: è possibile che si tratti prevalentemente di un «ridefinizione dei confini» fra le rispettive aree di elettorato.

Il PSI è il partito che, dopo la DC, sembra raccogliere la maggiore quota dei voti dei neo-elettori del 1985. Questo fenomeno, anche se rilevabile solo dai dati di survey⁽²¹⁾, è un altro indicatore delle profonde trasformazioni verificatesi nel rapporto elettori-partiti negli anni ottanta. Diversamente da quanto si verificava alla metà degli anni settanta (Sani, 1979), i nuovi entrati nel corpo elettorale non privilegiano più un partito di opposizione (PCI), ma sembrano orientarsi verso i partiti al governo, votando rispettivamente DC o PSI, a seconda del personale orientamento conservatore o progressista (o, eventualmente, cattolico o laico).

5.6. Il Partito comunista subisce tra il 1983 e il 1985 una perdita di consenso elettorale non grande in termini quantitativi (1% degli elettori), ma significativa perché, dopo una fase di «stabilizzazione» fra il 1980 e il 1983, sembra riproporsi una tendenza alla restrizione della base di consenso elettorale che potrebbe alla lunga azzerare l'intera avanzata realizzata nella prima metà degli anni settanta⁽²²⁾. Il tema del possibile «sorpasso», se ha avuto limitati effetti positivi sulla ripresa della DC, non ha minimamente giovato alla mobilitazione del consenso elettorale a favore del PCI, così come era avvenuto nel 1976. Nell'ambito della sinistra non si è realizzata alcuna concentrazione di voti sul PCI: l'interscambio con le altre liste definibili «di sinistra» (PSI, DP, Verdi-Radicali) è risultato di dimensioni limitate e, nel complesso, con un saldo solo lievemente favorevole al Partito comunista.

Più preoccupante appare la difficoltà che il PCI sembra incontrare nel conquistare e mantenere consenso elettorale in aree diverse dall'elettorato tradizionale della sinistra. Le difficoltà ad acquisire quote consistenti di

(21) Va notato peraltro che, su questo punto, i tre sondaggi forniscono indicazioni perfettamente convergenti.

(22) Nella nostra analisi delle tendenze del voto comunista non prendiamo volutamente in considerazione il risultato, del tutto eccezionale, delle elezioni europee del 1984, largamente influenzate dalla ondata emotiva seguita alla morte di Enrico Berlinguer e fortemente alterate, nella distribuzione dei voti validi, dal livello particolarmente elevato dell'astensionismo (20%).

voto fra i neo-elettori, che abbiamo già ricordato, è forse il segno più evidente delle scarse capacità attuali del PCI di conquistare nuovi spazi elettorali⁽²³⁾. La non irrilevante perdita di voti a favore dell'astensionismo e della DC che si è verificata nelle regioni meridionali sembra d'altra parte indicare una diminuzione del potenziale di attrazione del PCI sulle aree «periferiche» rispetto alle proprie tradizionali zone di influenza.

5.7. I partiti laici di centro (PRI, PLI, PSDI) hanno conosciuto fra il 1983 e il 1985 una diminuzione complessiva di dimensione paragonabile a quella verificatesi in occasione delle elezioni fortemente «polarizzate» del 1976. Nel 1985 i voti «perduti» dai partiti laici si disperdono in diverse direzioni. Oltre a rafforzare i due principali partiti del pentapartito, una parte degli elettori laici ha scelto infatti di sostenere le nuove «liste verdi».

Il MSI presenta un interscambio a saldo positivo con la DC specialmente nelle regioni del Sud, ma la forza elettorale di questo partito non è aumentata a causa del negativo interscambio con l'area del «non voto» e con i partiti laici. È interessante rilevare che questi flussi emergono soltanto dall'analisi ecologica, mentre in quella basata su dati di survey il MSI non presenta alcun significativo flusso né in entrata né in uscita (v. Fig. 6).

6. Conclusioni

L'analisi delle dinamiche elettorali condotta comparativamente con i due metodi permette di delineare alcune provvisorie conclusioni sul piano sostantivo e su quello metodologico.

Il senso delle scelte di cambiamento di voto alla metà degli anni ottanta può essere correttamente inteso solo inquadrandolo in un contesto generale di rapporto elettori/partiti profondamente trasformato rispetto agli anni settanta: il coinvolgimento dei cittadini nelle competizioni interpartitiche si è molto ridotto, e il suo, almeno parziale, recupero richiede risorse specifiche (politiche, ideologiche e organizzative) e, presumibilmente, la sperimentazione di nuove forme di comunicazione politica.

In questo quadro, si può ipotizzare che i movimenti elettorali verificatisi nel maggio 1985 abbiano conosciuto una dinamica differenziata su due «piani», quello degli scambi interpartitici da un lato e quello degli scambi con l'elettorato «marginale» (l'area del «non voto») o di recente ingresso nel sistema elettorale attivo (i neo-elettori) dall'altro.

(23) Negli anni settanta una serie di ricerche aveva dimostrato come il PCI fosse notevolmente sovrarappresentato tra i neo-elettori (cfr. Sani, 1977); nel 1985 tutti i risultati delle survey da noi analizzate mostrano una tendenza ad una netta sottorappresentazione del voto comunista fra i giovani intervistati.

Rispetto al primo piano, sembra manifestarsi un movimento di non grande entità tra i partiti maggiori (DC, PCI, PSI) che non produce di per sé sostanziali mutamenti nei rapporti di forza. Nell'ambito del «pentapartito», la minaccia del «sorpasso» comunista ha prodotto una riallocazione di quote di elettorato a favore dei due partiti più «forti».

Per il secondo piano, si registra una netta supremazia di DC e PSI nella influenza esercitata sull'area del non voto e sui neo-elettori, parallelamente ad un chiaro indebolimento da parte del PCI della sua capacità di attrazione nei confronti di potenziali voti da queste due aree. Sembra, alla luce di questa prima analisi, che sia stata proprio la partita che si è giocata su quest'ultimo piano a «fare la differenza» nella determinazione dell'esito elettorale del 15 maggio scorso.

Sul terreno più specificamente metodologico, l'analisi condotta ha dimostrato, seppur ancora parzialmente, quanto l'uso «comparato» dei due metodi anche ad uno stadio embrionale abbia la capacità da un lato di permettere una più convincente «corroborazione» delle ipotesi sulla mobilità elettorale, dall'altro di puntualizzare e correggere efficacemente specifici punti deboli e «anelli mancanti» che le due tecniche presentano.

Il metodo dei flussi applicato al campione di sezioni presenta di nuovo i limiti di sottostima del ruolo di ricambio elettorale sociale e demografico — per la cronica mancanza o difficoltà di reperimento delle informazioni necessarie, peraltro di non impossibile risoluzione nel caso di collaborazione minima da parte degli uffici competenti — e di sovrastima o di stima erronea dell'astensionismo — a causa della inesattezza difficilmente eliminabile nella determinazione dell'esatto numero di non-votanti (cui si può forzatamente ovviare soltanto con una accurata selezione delle sezioni elettorali).

Un altro importante limite, di cui si è già diffusamente discusso, riguarda l'esistenza di variabili di contesto che possono produrre sistematiche variazioni, a livello locale, dei passaggi di voti tra i partiti. Il nostro procedimento, consistito nel calcolo dei flussi scomposti per zona, ha permesso l'eliminazione di una, e forse la più vistosa, delle fonti di tale errore sistematico; resta sottintesa la presenza di altre fonti, quali la differenza tra città e campagna di cui si è precedentemente discusso, non facilmente determinabili e quantificabili.

Per le analisi dei flussi va considerato infine il noto problema, comune ad ogni analisi ecologica, della problematicità dell'attribuzione al singolo (più o meno «collettivo») un comportamento stimato dell'aggregato, sebbene i dati a nostra disposizione in questo caso presentino limitati margini di indeterminazione (si ricordi, infatti, la precisione con cui il campione di sezioni riesce a identificare il risultato elettorale a livello nazionale).

Il metodo delle analisi demoscopiche presenta i limiti dovuti oltreché alla reticenza nelle risposte degli intervistati, alla sua disomogenea distri-

buzione, che sembra penalizzare maggiormente alcune ben determinate scelte di fluidità elettorale (generalmente quelle che coinvolgono MSI, PCI, astensionismo ed il passaggio «laici»-DC) rispetto ad altre, più facilmente «dichiarabili».

La difficoltà maggiore consiste comunque nella determinazione della dimensione sufficientemente ampia del campione: dato che si deve rendere conto, quanto meno in sede teorica, di un altissimo numero di possibili comportamenti elettorali tra una consultazione e la successiva (oltre 100 considerando tutti i partiti e gli astenuti, la metà limitando i raggruppamenti a quelli da noi effettuati), il campione stratificato per zone territoriali omogenee e classi dimensionali dei comuni, generalmente utilizzato nelle analisi demoscopiche, non sembra poter centrare esattamente l'obiettivo.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- A. ARCULEO e A. MARRADI
1985 «Relazione fra elezioni e referenda negli anni settanta», in *Rivista Italiana di Scienza Politica*, XV, pp. 99-141.
- M. BARBAGLI, P. CORBETTA, A. PARISI e H.M. SCHADEE
1979 *Fluidità elettorale e classi sociali in Italia*, Il Mulino, Bologna.
- W.E. DEMING e F. STEPHAN
1940 «On a least-squares adjustment of a sampled frequency table when expected marginal totals are known», in *Annals of Mathematical Statistics*, XI, pp. 427-444.
- S. DRAGHI
1982 «Le proiezioni dei risultati elettorali», in *Quaderni di sociologia*, nn. 2, 3, 4, XXX, pp. 437-455.
- G. GALLI et alii
1968 «Il comportamento elettorale in Italia», Il Mulino, Bologna.
- L.A. GOODMAN
1953 «Ecological regression and the behaviour of individuals», in *American Sociological Review*, XVII, pp. 351-367.
- 1959 «Some alternatives to ecological correlations», in *American Journal of Sociology*, LXIV, pp. 610-615.

- A. MARRADI
1985 «Problemi di credibilità dei sondaggi elettorali», in V. ZENO-ZENCOVICH (a cura di), *I sondaggi di opinione ed elettorali*, Napoli, Jovene, pp. 157-172.
- R. MANNIFIMER e G. MICHELI
1976 «Il comportamento elettorale a Milano», in *Rassegna Italiana di Sociologia*, XVII, pp. 619-639.
- G. MICHELI
1976 «Il comportamento individuale nell'analisi del dato aggregato», in *Il giornale degli economisti ed annali di economia*, XXV, pp. 429-448.
- P. NATALE
1985 «La bontà del modello», in *Rinascita*, n. 24.
- A. PARISI
1985 «La specificità del voto in Italia: interrogativi teorici e risposte della ricerca empirica», (cicl.), relazione presentata al convegno della SISE, Padova, 24-26 ottobre.
- A. PARISI e P.G. CORBETTA (a cura di)
1980 *Mobilità senza movimento*, Il Mulino, Bologna.
- A. PARISI e G. PASQUINO (a cura di)
1977 *Continuità e mutamento elettorale in Italia*, Il Mulino, Bologna.
- W.R. ROBINSON
1950 «Ecological correlation and the behavior of individuals», in *American Sociological Review*, XV, pp. 351-357.
- H.M.A. SCHADEE e P. CORBETTA
1984 *Metodi e modelli di analisi dei dati elettorali*, Il Mulino, Bologna.
- G. SANI
1977 «Le elezioni degli anni settanta: terremoto o evoluzione?», in PARISI e PASQUINO (1977, a cura di), pp. 67-102.
- L. TEISER
1963 *Least squares estimates of transition probabilities*, Stanford University Press, Stanford.

VOTO DI PREFERENZA, MOVIMENTO
DELL'ELETTORATO E MODELLI DI PARTITO.
L'ANDAMENTO DELLE PREFERENZE NELLE ELEZIONI
POLITICHE ITALIANE DEL QUINDICESIMO ANNO 1968-1983

di RENATO D'AMICO