

REFERENDUM E VOTO DI OPINIONE:
IL CASO DI PADOVA *

di LUIGI FABBRIS e GIANNI RICCAMBONI

LUIGI FABBRIS, docente di Statistica giudiziaria e statistica sociale, presso la Facoltà di Scienze Statistiche Demografiche ed Attuariali dell'Università di Padova.

GIANNI RICCAMBONI, docente di Scienza politica, presso la Facoltà di Scienze Politiche dell'Università di Padova.

Il presente lavoro è frutto delle discussioni e delle scelte dei due autori, ferme restando le rispettive competenze. Ai fini dell'attribuzione si considerino di L. Fabbris i paragrafi 2, 4 e 5 e l'Appendice, di G. Riccamboni i paragrafi 1, 3 e 6.

* Si tratta della relazione, riveduta e ampliata, presentata nell'incontro presso il dipartimento SEDD della Regione Toscana del 24 novembre 1978.

1. Introduzione

« Se la società cambia ed il voto sembra non registrare questi cambiamenti, vuol dire che è il nostro modo di analizzarlo che è sbagliato oppure inadeguato a cogliere questi cambiamenti »⁽¹⁾. Aggiornando, con una piccola variante, si potrebbe dire: « se la società cambia ed il voto sembra registrare questi cambiamenti, ma in modo difforme dalle aspettative della classe politica, vuol dire che è l'elettorato che sbaglia ».

Nel primo caso si tratta di una controversia tra studiosi circa la sostanziale « immobilità » dell'elettorato italiano nel periodo precedente il referendum del 1974; nel secondo caso ci troviamo di fronte alle reazioni, un po' meno meditate, di molte forze politiche all'indomani dei due ultimi referendum.

Eppure non è che mancassero i sintomi e che quei risultati fossero del tutto imprevedibili, perlomeno alla luce di alcuni contributi di analisi sul comportamento elettorale, che qui meritano un breve richiamo. Dopo « il terremoto del 15 giugno » (1975) e le politiche del 20 giugno (1976), Parisi e Pasquino, schematizzando i tipi prevalenti di comportamento di voto, definiti avendo a riferimento la situazione italiana, cioè il voto di opinione, il voto di appartenenza e il voto di scambio⁽²⁾, avanzavano come ipotesi interpretativa del ciclo elettorale 1972-76 una diminuzione di peso (notevole nel mondo cattolico, relativa nell'area di sinistra) del voto di appartenenza, un connesso aumento dell'area del voto di opinione e una modifica del voto di scambio. Il dato più interessante che emer-

⁽¹⁾ A. Parisi e G. Pasquino (a cura di), *Continuità e mutamento elettorale in Italia*, Bologna, Il Mulino, 1977, p. 7.

⁽²⁾ Assumendo come elemento qualificante dei tre tipi di voto il contenuto e l'oggetto dell'opzione di voto la distinzione è tra:

— *voto di opinione*, come espressione di una scelta che accetta come campo dell'opzionalità i termini programmatici proposti dai partiti, verificando le singole alternative ai fini del conseguimento di un interesse;

— *voto di appartenenza*, come affermazione di una identificazione soggettiva con una forza politica;

— *voto di scambio*, come prestazione all'interno di un rapporto di scambio che prevede come controprestazione il soddisfacimento di un bisogno e il perseguimento o il rafforzamento di un interesse del votante.

Chf. A. Parisi e G. Pasquino, *op. cit.*, p. 221 e ss.

geva da questa analisi era la previsione di un notevole grado di mobilità nel comportamento elettorale, soprattutto nell'area del voto di opinione, che nella tipologia dei due studiosi risulta per la sua stessa natura di voto orientato da un calcolo politico di tipo razionale, fortemente esposto alla *congiuntura politica, instabile e variabile nel tempo, specifico*, legato cioè al tipo di competizione elettorale.

Successivamente usciva un'analisi molto articolata di un gruppo di ricercatori milanesi condotta sul referendum del divorzio basata sull'ipotesi che il voto del 1974 costituisce la prima manifestazione evidente dei « processi strutturali sottostanti alla mutata propensione al voto » oltre naturalmente all'intervento di fattori specifici legati al tipo particolare di consultazione elettorale⁽³⁾. Gli autori della ricerca individuavano nel referendum del 1974 l'apertura di una nuova fase elettorale, l'inizio di un processo di *svincolo* di una parte dell'elettorato dalle scelte di schieramento precedenti, grazie anche alle circostanze particolari legate alla consultazione referendaria⁽⁴⁾.

Ci è sembrato allora importante ritenere che i risultati dei due referendum del 1978 (così come delle elezioni amministrative nello stesso periodo) possano e debbano essere letti nel quadro di queste analisi e ricerche, alla luce, quindi, sia dei caratteri che è venuto assumendo il nuovo ciclo elettorale, sia delle dinamiche comportamentali specifiche che si sono espresse in occasione del referendum. Questo significa, per esempio, chiedersi se non sono quei settori dell'elettorato qualificati *policy-oriented*, che sono andati « svincolandosi » a partire almeno dal '74, espressione di un corpo sociale in movimento e di domande politiche nuove, delusi nelle aspettative di cambiamento e di domande politiche di bizantinismi politici, ad aver dato un contributo rilevante ai SI per l'abrogazione del finanziamento pubblico dei partiti e sia pure in misura meno vistosa, anche della legge Reale.

Il nostro è allora un tentativo di verificare empiricamente questa ipotesi, articolata in due passaggi: se il comportamento di voto in occasione dei due referendum del '78 sia riferibile ai nuovi comportamenti verificati nelle elezioni politiche del '76 e se la composizione sociale, o almeno alcune sue dimensioni, dell'elettorato che si è espresso a favore dell'abrogazione, configuri quell'area di elettorato mobile e di voto di opinione, che si vuole in espansione e che potrebbe modificare in futuro la fisionomia elettorale del paese più di quanto non si sia verificato in

⁽³⁾ MANNHEIMER, MICHELI, ZAJCZYK, *Mutamento sociale e comportamento elettorale*, Milano, F. Angeli, 1978, p. 9.

⁽⁴⁾ Fra i caratteri particolari della consultazione i tre ricercatori ricordano l'unicità del tema sul quale l'elettore era chiamato ad esprimersi, la dimensione dicotomica della scelta, la presenza solo implicita dei partiti.

precedenza con effetti non facilmente prevedibili sul funzionamento del sistema politico italiano.

L'elemento più inconsueto della nostra ricerca è costituito dalle unità di analisi, rappresentate da microaree, quali sono le sezioni elettorali. Le motivazioni di questa scelta, oltre a ragioni di ordine tecnico, cioè la disponibilità di un archivio magnetico con i risultati elettorali di Padova per sezione, sono riferibili sostanzialmente al fatto che il livello della sezione elettorale, fra tutti i livelli disponibili, è quello più prossimo al comportamento individuale. Ciò significa, che a livello della sezione elettorale è più facile neutralizzare, fra i fattori ambientali che determinano la variabilità del voto, quelli di cui non abbiamo informazioni: per esempio le motivazioni del voto e il ruolo delle strutture organizzative dei partiti (correnti, clientele, organismi collaterali ecc.). A ciò si deve aggiungere l'opportunità che così si offre di analizzare i dati elettorali sulla base di aggregazioni territoriali minime, quali i quartieri, le circoscrizioni, ecc., che rivestono oggi un grosso interesse analitico.

Come si è proceduto nella stesura dei risultati della ricerca? Dopo aver descritto per grandi linee l'ambiente urbano, si sono individuati alcuni indicatori capaci di spiegare il voto referendario; sulla base di questi si è poi diviso il territorio in aree omogenee, che ci hanno permesso di mettere a fuoco le relazioni fra voto referendario e comportamenti elettorali precedenti. Del tutto inedito invece è il tentativo di attribuire i risultati dei referendum abrogativi del '78 agli elettorati di partito, segmentati sulla base del voto politico del 1976, così da stimare sia la compattezza dei diversi elettorati in una consultazione per tanti versi anomala, sia, soprattutto, se e in quale misura gli schieramenti referendari « attraversino » le linee tradizionali dell'identificazione partitica.

2. Descrizione della città

Fin dall'inizio della nostra analisi⁽⁵⁾ è emersa una configurazione della città a fasce concentriche irradiantesi dal centro storico e tale da rappresentare una sintesi dell'evoluzione urbanistica di Padova. Infatti utilizzando un certo numero di indicatori socio-economici⁽⁶⁾ sono state definite cinque aree omogenee che descrivono, a partire dall'estrema periferia (si veda la MAPPA 1):

1) le zone agricole del comune;

⁽⁵⁾ Cfr. L. FABBRIS e G. RICCAMBONI, I referendum: con, fuori o contro i partiti?, in « *Schema* », 1978, n. 2, pp. 33-47.

⁽⁶⁾ Cfr. L. FABBRIS, La deflazione di aree sociali omogenee nel comune di Padova, (in corso di pubblicazione).

- 2) la zona di nuclei abitati esterni al tessuto urbano, un tempo frazioni agricole della città;
- 3) le zone di più recente insediamento, in progressiva espansione verso la campagna;
- 4) le vecchie zone residenziali alle spalle del centro storico;
- 5) il centro storico, cioè la parte più antica della città⁽¹⁾.

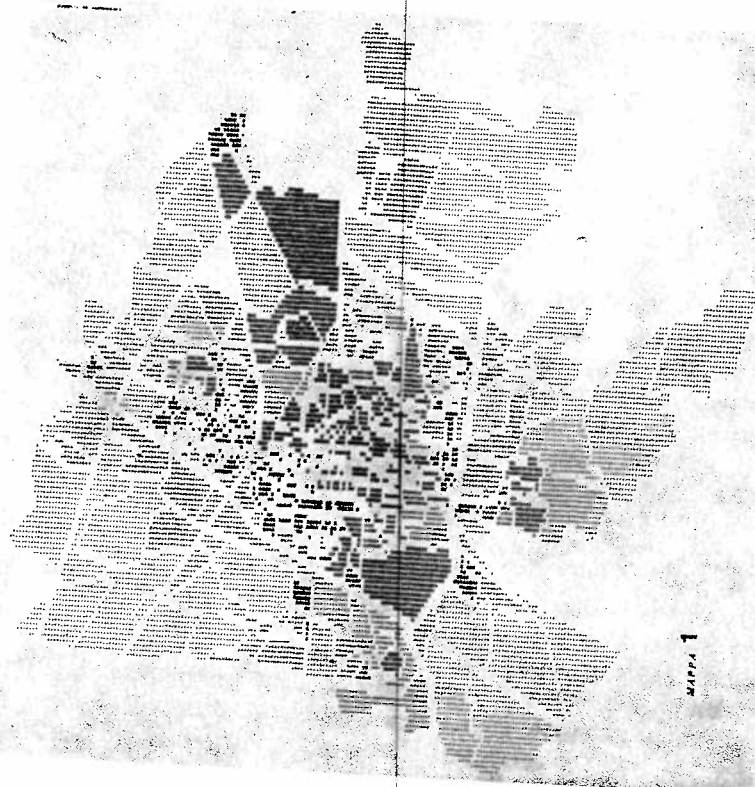
Sulla base di questa stratificazione della città è possibile valutare la forza del legame esistente tra il voto alle elezioni politiche e l'ambiente: si tratta cioè di calcolare i risultati del voto nelle cinque zone individuate. La tabella 1 (e le MAPPE 2, 3 e 4, limitatamente ai partiti di massa) mette abbastanza bene in evidenza le forti differenze nel seguito elettorale dei partiti fra una zona e l'altra e più in particolare l'andamento concorde di PCI, PSI e PSDI che, forti in periferia, calano avvicinandosi al centro, opponendosi nettamente a un andamento inverso della destra e dei partiti laici minori (PRI, PLI); meno uniforme si presenta la sequenza delle percentuali per la DC, che raccoglie valori vicino alla media quasi ovunque, tranne nel centro storico dove con il '76 ha costituito il suo punto di forza. Da sottolineare la fisionomia dell'elettorato PR e DP che appare molto più assimilabile a quella dell'elettorato che vota i partiti di centro-destra che non a quello che vota a sinistra.

TAB. 1 - Risultati percentuali dei partiti alle elezioni per la Camera del 1976, per area, sulla base di tutti gli indicatori ambientali.

Cluster	DC	PCI	PSI	PSDI	MSI	PLI	PRI	DP	PR	Bianche	Nulla
1	45,4	33,9	9,4	3,4	2,3	0,8	2,2	1,6	1,0	3,1	2,3
2	44,2	28,3	10,3	3,5	4,5	1,2	4,2	1,7	2,0	1,2	0,7
3	46,6	18,6	8,4	2,6	8,3	2,6	8,4	1,9	2,6	0,8	0,6
4	46,7	21,1	8,6	3,2	7,0	2,1	6,7	1,9	2,4	0,9	0,6
5	50,7	16,1	6,4	2,4	8,8	3,1	7,8	1,9	2,8	0,9	0,7
Totale città	46,4	24,2	8,8	3,4	5,4	1,8	5,6	1,8	2,1	1,1	0,8

Una visione d'insieme delle relazioni tra i partiti si ha in figura 1, nella quale sono posizionati anche gli indicatori referendari riferiti al sistema dei partiti. La configurazione è stata ottenuta sulla base di una

(1) All'interno di questa area L. FABBRIS ha, in realtà, distinto due zone: una dove sono presenti i caratteri di residenzialità tipici dei centri storici solo parzialmente strutturati, l'altra trasformata in centro dirigenziale con accentuati fenomeni di attrazione industriale e commerciale.



MAPPA 1: Rappresentazione grafica della suddivisione di Padova in aree sociali

Legenda:

- ***** Area 1
- ***** Area 2
- ***** Area 3
- ***** Area 4
- ***** Area 5

Legge Reale

La varianza spiegata dai primi 10 indicatori scende in questo caso al 50%: infatti, la massima correlazione si ha con l'indicatore di scolarità dell'obbligo (0,54). La dimensione istruzione resta, comunque, correlata positivamente con i si all'abrogazione della Reale, anche se in termini meno significativi che nel caso del referendum sul finanziamento pubblico ai partiti.

Circa gli indicatori di status (soprattutto la posizione nella professione) è interessante notare come all'interno del settore terziario, già emerso legato ai si sul finanziamento, l'analisi del voto sulla Reale metta in evidenza soprattutto una connessione con le aree a prevalenza di lavoro indipendente e in particolare le figure di lavoro indipendente di sesso femminile.

Ora, con tutte le cautele del caso, si può avanzare l'ipotesi che la proposta di abrogazione del finanziamento pubblico ai partiti, implicando un giudizio sulla classe politica tradizionalmente valutata in termini negativi se non ostili, abbia fatto lievitare il numero degli elettori disposti a votare si: ciò ha determinato una caratterizzazione più sfumata della loro composizione sociale. Nel caso della Reale invece, la scelta per l'elettore appariva più complessa, comportando un giudizio sulle istituzioni. I si alla abrogazione della legge Reale sono quindi una componente dei si sul finanziamento, quella componente meno legata al mantenimento degli assetti di « questo sistema »: all'interno del terziario padovano sarebbero allora le categorie sociali più gratificate da aspettative di cambiamento ad aver dato una duplice indicazione abrogazionista.

Astenionismo

E' con la consultazione del '78 che le percentuali di astensionismo superano i livelli a cui ci eravamo abituati: nelle politiche del 1976 si erano avute percentuali di bianche e nulle del 2,0, mentre i votanti raggiungevano quota 98,4%; ai referendum del '78 bianche e nulle salgono al 4,0% e i votanti scendono al 90,8%. I due tipi di voto, scheda bianca e voto nullo, vengono qui considerati assieme, poiché gli incrementi percentuali che si sono verificati fra '76 e '78 appaiono distribuiti in modo proporzionale fra i due, tanto da far pensare a una crescita uniforme dei voti della componente di protesta/errore, il voto nullo, vuoi della componente incertezza/contestazione, la scheda bianca. A Padova, ancora nel 1976, bianche e nulle hanno una relazione negativa con il voto al PCI⁽¹⁰⁾; con la consultazione referendaria del 1978, il voto astensionista

⁽¹⁰⁾ Cfr. L. FABBRIS, Metodi statistici per le previsioni elettorali, in « Rivista di Statistica Applicata », 1979, vol. 12, n. 3: pp. 143-170.

attivo, anzi, meglio, l'eccedenza '76-'78 di questo voto, si muove fino a dare valori positivi di correlazione con il voto PCI⁽¹¹⁾.

Infatti la componente ambientale più legata al comportamento astensionista risulta essere il basso livello di istruzione che caratterizza le zone operate e contadine di periferia (qui i contadini sono il 7,7% contro una media cittadina del 2%, gli analfabeti o gli alfabeti privi di titolo sono più del 23%, contro una media cittadina del 9,6%).

Esce così confermata la nostra ipotesi di un aumento del voto bianco e/o nullo imputabile più che altro a elettorato incerto, *cross-pressured*, della sinistra, in particolare del PCI.

Circa i non votanti si può dire che, oltre al mancato rientro di alcune categorie di elettori, soprattutto popolazione attiva in altri comuni per motivi di lavoro, si è trattato di categorie di elettorato tradizionalmente assente.

Fra gli indicatori ambientali messi in evidenza dal processo di *stepwise* in quanto selezionati come variabili esplicative del voto referendario in tutte le sue componenti, ne sono stati scelti alcuni, e cioè quelli maggiormente ricorrenti nelle relazioni con le variabili elettorali. Questi indicatori sono poi stati sintetizzati in tre fattori che spiegano oltre l'83% della variabilità degli indicatori, di cui il primo da solo il 52,2%⁽¹²⁾.

Volendo denominare questi fattori sulla base degli indicatori di cui sono combinazione si può, con buona approssimazione, considerare il primo come un indicatore di status sociale, in particolare espressione delle variabili istruzione e professione. Nel nostro caso valori alti sul fattore e di segno positivo stanno a indicare grado elevato di istruzione e posizioni professionali privilegiate; viceversa valori altrettanto alti ma negativi individuano quelle componenti operate e contadine che sappiamo essere senza titolo di studio o con titolo basso.

Il secondo fattore è espressione dei soli indicatori di età, mentre il terzo, decisamente meno importante degli altri due, è legato a aspetti particolari dell'uso delle abitazioni, quali la prevalenza di mini-appartamenti e la destinazione a uso uffici di una parte consistente degli immobili che compongono il centro storico di Padova.

⁽¹¹⁾ Cfr. L. FABBRIS e G. RICCAMBONI, *op. cit.*

⁽¹²⁾ Si veda la tabella 6 con i coefficienti di saturazione dei 20 indicatori rispetto ai tre fattori di sintesi. Per una trattazione completa dell'analisi fattoriale si veda: H. HARMAN, *Modern Factor Analysis*, Chicago, University of Chicago Press, 1967, II ed.; P. N. LAWLEY e A. E. MAXWELL, *Factor Analysis as a Statistical Method*, London, Butterworths, 1971, II ed.; F. MERELLI, *Analisi fattoriale. Introduzione al metodo per psicologi, sociologi e pedagogisti*, Firenze, Giunti, s. d.

4. Individuazione di aree omogenee mediante CLUSTER ANALYSIS

A questo punto vale la pena di rifare quello che era stato fatto all'inizio della ricerca e cioè individuare un numero ridotto di aree omogenee, sulla base dei caratteri ambientali. Questa volta si tratta di utilizzare, come già si è chiarito nel paragrafo 2, anziché tutte le informazioni disponibili sull'ambiente, solo quelle che danno un contributo significativo all'interpretazione dei risultati referendari e che useremo nella forma di fattori.

Per individuare queste aree omogenee si è fatto ricorso alla *cluster analysis* ⁽¹³⁾, ottenendo in questo modo cinque aree (*clusters*) caratterizzate da un massimo di similarità interna e, conseguentemente, da un massimo di dissimilarità reciproca: si vedano la MAPPA 7 e le differenze rispetto alla MAPPA 1.

Volendo descrivere queste cinque aggregazioni, non ci si è limitati al commento dei soli punteggi fattoriali dei *clusters*, ma si è fatto ricorso a tutti gli indicatori che avevamo a disposizione così da poter meglio articolare i caratteri distintivi dei *clusters*.

Cluster 1. È questo il *cluster* delle sezioni più esterne della città, caratterizzate dai livelli più bassi di istruzione: gli alfabeti o alfabeti privi di titolo di studio (sulla popolazione con più di 14 anni di età) sono il 20%, contro una media cittadina del 9,6%; coloro che hanno raggiunto solo il livello elementare sono il 60% (media cittadina del 47,3%) e i laureati (sulla popolazione con più di 25 anni di età) sono appena lo 0,6%, quando il valore medio della città è del 6,7%. La quota di forza lavoro attiva in agricoltura è del 5,4% contro una media di poco inferiore al 2%. L'economia dell'area, a fianco dell'attività agricola, vede la presenza di unità industriali e commerciali. Ciò porta alla duplice conseguenza di avere un'uscita giornaliera di manodopera vista l'alta densità di lavoratori salariati dell'industria e del commercio e un'attrazione, sia pure di entità ridotta, di personale qualificato per unità operative del commercio. I lavoratori salariati nel settore industriale risultano essere la maggioranza schiacciante della forza lavoro, con il 78,8% (media cittadina del 47,8%) e il 59,6% nel terziario (media 34,6%). Mentre la quota di imprenditori e liberi professionisti è appena un terzo della media cittadina.

Circa la composizione per età della popolazione, l'area periferica ha

⁽¹³⁾ La tecnica di *clustering* usata è il MCKA (Multi-Iterative Clustering K-Means Analysis) implementato su CDC 7600. Per referenze si veda D. J. Mc RAE, MCKA, FORTRAN IV Iterative K-Means Cluster Analysis Program, in « *Behavioral Science* », 1971, n. 16; pp. 423-424. Il criterio di ottimizzazione usato è la minimizzazione del determinante di W-matrice di varianze e covarianze interne ai gruppi e la distanza usata è quella di Mahanobis.

Indicatori:	1	2	3
1 Percentuale di popolazione assente in altri comuni	0,50	-0,03	0,36
2 Percentuale di popolazione con almeno la licenza di scuola media inferiore	0,96	-0,01	0,22
3 Percentuale di popolazione con oltre 14 anni di età	0,36	0,23	0,04
4 Percentuale di popolazione con licenza elementare su popolazione con oltre 14 anni di età	-0,90	0,07	-0,04
5 Percentuale di popolazione analfabeta su popolazione con oltre 6 anni di età	-0,66	-0,08	-0,67
6 Percentuale di femmine su popolazione con 65 anni di età e oltre	0,21	0,58	0,03
7 Percentuale di maschi in età 20-29 sul totale dei residenti	0,10	-0,89	0,06
8 Percentuale di femmine in età 20-29 sul totale dei residenti	0,06	0,18	0,53
9 Percentuale di maschi in età 40-46 sul totale dei residenti	0,04	0,22	-0,30
10 Percentuale di maschi con 65 anni di età e oltre	0,30	0,11	-0,66
11 Percentuale di popolazione attiva	0,54	0,12	-0,10
12 Percentuale di lavoratori autonomi e coadiuvanti nelle aziende familiari del terziario	-0,04	0,18	-0,18
13 Percentuale di femmine in attività indipendenti nel terziario	-0,09	0,18	-0,16
14 Numero medio lavoratori per unità locale operativa nel settore terziario escluso il commercio	0,19	-0,25	-0,14
15 Numero medio di case occupate di due stanze	0,19	0,05	-0,56
16 Numero medio di persone per stanza in case di tre o più stanze	-0,92	0,02	0,03
17 Percentuale di case occupate in proprietà	0,05	-0,90	-0,02
18 Percentuale di case occupate costruite dal 1916 al 1945 rispetto alle case costruite nello stesso periodo	-0,29	0,24	-0,18
19 Percentuale di case occupate costruite dopo il 1960 rispetto alle case costruite nello stesso periodo	-0,52	0,22	0,26
20 Percentuale di case con il bagno interno	0,65	0,00	0,25

Tab. 6 - Coefficienti di saturazione dei 20 indicatori ambientali rispetto ai 3 fattori di sintesi

una quota minore di persone anziane (9,7% di popolazione con 65 anni di età e oltre contro una media dell'11%) rispetto alle altre aree; anche il rinnovamento della popolazione, espresso come rapporto percentuale della popolazione fino a 14 anni sulla popolazione con più di 65 anni, risulta superiore alle media cittadine. La situazione delle abitazioni conferma che si tratta di una zona che presenta le caratteristiche di un ambiente rurale, in cui prevalgono abitazioni vecchie e con servizi igienici scadenti; in questo caso più di una abitazione su quattro è senza servizi interni.

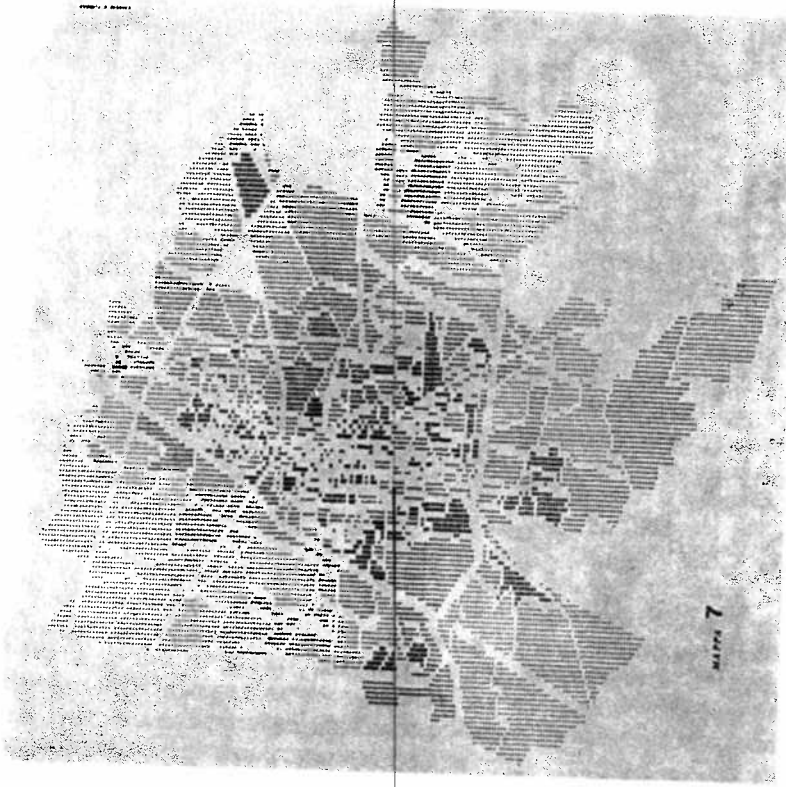
Cluster 2 a. Sono ancora sezioni esterne, ma di sviluppo recente. Il livello di istruzione pur essendo ancora basso rispetto alla media cittadina, offre una percentuale di laureati superiore e una di analfabeti inferiore a quelle del *cluster* precedente.

Le caratteristiche di ruralità sono molto attenuate; continua a prevalere il lavoro salariato, soprattutto industriale, anche se a livelli inferiori rispetto al *cluster 1*. L'età della popolazione è ancora più giovane (gli anziani sono l'8,1%) e il tasso di rinnovamento è più alto che nel *cluster* prima descritto. Le condizioni delle abitazioni risentono della natura particolare di questa area a margine della campagna progressivamente occupata dai nuovi insediamenti: da qui la coesistenza di una certa quota di case senza servizi interni (circa il 10%) e di una quota notevole costruita dopo il 1960.

Cluster 2 b. Questo *cluster* raggruppa il 5,7% della popolazione; si situa nella zona est del quartiere Centro storico e si estende fino alla fascia periferica, lungo la direttrice di traffico verso Venezia. Si qualifica per il livello di istruzione che appare medio-alto, in particolare quello della componente femminile. Le occupazioni prevalenti sono quelle del terziario, soprattutto impiegati e dirigenti, con un indice di attrazione commerciale della zona quasi tre volte superiore a quello medio. Il comfort delle abitazioni occupate è elevato, con un basso grado di affollamento per stanza. La quota di appartamenti non occupati è la più alta della città: fra le abitazioni costruite dopo il 1960, circa una su due non risulta occupata alla data del censimento.

In definitiva, come si può vedere dalla tabella 4 la selezione delle sezioni che concorrono a individuare questa area è avvenuta quasi unicamente sulla base dello stato delle abitazioni. Questo comporterà, purtroppo, qualche problema nell'interpretazione del rapporto voto-ambiente, data la difficoltà di interpretare nei termini di un fattore socio-economico informazioni che inquadrano solo la situazione abitativa⁽¹⁴⁾.

⁽¹⁴⁾ Abbiamo considerato questo *cluster* come un'articolazione del *cluster 2*, poiché è localizzato all'interno di questa area e da questa si distingue solo per il fattore abitazioni.



MAPPA 7: Rappresentazione grafica della ripartizione di Padova in aree socio-elettorali

Legenda:

- ***** Cl. 1
- ***** Cl. 2a e 2b
- ***** Cl. 3
- ***** Cl. 4
- ***** Cl. 5

Cluster 3. Sono le sezioni esterne alle mura della città, zona tipicamente residenziale, dove la percentuale di laureati è del 7,1% e i diplomati sono il 19,7% (analfabeti il 2,4%), con un rapporto di maschi rispetto alle femmine di 2 a 1 per la laurea e di 1 a 1 per il diploma di scuola media superiore. È questa una situazione comune anche ai *cluster* 4 e 5. In questa area i dirigenti e gli impiegati nell'industria sono il 42,8% del totale degli attivi nel settore (media cittadina 30%); nel terziario questa componente professionale rappresenta il 58% contro una media cittadina del 45%, mentre l'intero settore costituisce il 72% degli attivi. Molto accentuato appare il pendolarismo in uscita, dal momento che ci sono solo 15 posti di lavoro nel terziario per ogni 100 attivi nel settore residenti. Fra le abitazioni prevalgono quelle con più di tre stanze, ma soprattutto quelle di più recente costruzione: il 61% è stato edificato dopo il 1960. Circa l'età della popolazione, questa appare relativamente più giovane della media, con un tasso di rinnovamento che è il più alto della città.

Cluster 4. È l'anello attorno al centro storico, adiacente alle mura antiche della città. Il livello di istruzione della popolazione residente è decisamente alto, se consideriamo che fra la popolazione con più di 19 anni i diplomati sono il 25% e fra la popolazione con più di 24 anni i laureati sono il 13,2%; gli analfabeti sono praticamente assenti. A differenza del *cluster* precedente sono le classi di età da 40 anni in su ad avere valori superiori alla media; la quota di anziani non è particolarmente alta, anche se il tasso di rinnovamento è di molto inferiore alla media.

Circa la composizione professionale, la quota di imprenditori e liberi professionisti sia dell'industria che del terziario è superiore alla media, ma più alta ancora è la percentuale di dirigenti e impiegati sia nel terziario che nel settore industriale.

La percentuale di occupazione delle abitazioni è relativamente alta tenuto conto che si tratta di zona interna alle mura, dove il rapporto presenti su residenti è superiore a 1. Il carattere distintivo di questa zona rispetto alle adiacenti è l'età delle abitazioni realizzate per 1/5 fra le due guerre e per un altro 34% fra il 1946 e il 1960.

Cluster 5. Si tratta del centro storico, cioè del nucleo più interno della città. Il grado di istruzione è il più elevato della città, basti il dato relativo ai laureati che sono il 13,5%; non mancano però gli analfabeti, 7,7%, ciò che rimane dei ceti popolari, in prevalenza anziani, per i quali già da tempo è in atto un processo di espulsione dal centro storico: la componente anziana (più di 65 anni) è infatti il 19,2% dei residenti. Ne consegue anche un tasso di attività della popolazione piuttosto basso, il 40,6% rispetto alla media del 45,7%. Vi prevalgono posizioni privilegiate nelle professioni, quali imprenditori e liberi professionisti nell'industria (7,7% con una media del 3,6%); nel terziario sono il 6,4%

(media cittadina 3,3%); consistente anche il lavoro autonomo. Il dato forse più significativo è quello del tasso di terziarizzazione che raggiunge il 76,6% a fronte di una media della città del 64,3%. Circa la situazione delle abitazioni, in questa zona accentuato si presenta il fenomeno dei monolocali; per il resto, come prevedibile, prevalgono immobili vecchi e scarsamente occupati, quindi in parte sfritti e in parte a uso alloggio per studenti.

Se ora attribuiamo le sezioni elettorali alle corrispondenti sezioni di censimento per ognuna delle aree possiamo ottenere i risultati delle elezioni politiche, dal 1968 al 1976 e dei due referendum 1978 relativi alle sei zone. La sintesi dei risultati per la Camera si ha nelle tabelle 3, 7, 8, mentre i dati dei referendum, con i punteggi fattoriali, per singola area sono riportati in tabella 4. Valutando nell'insieme i dati, ci si rende conto che la nuova aggregazione non ha prodotto grossi cambiamenti, confermando le indicazioni di massima che abbiamo dato nel paragrafo 2. Vanno però sottolineati alcuni aspetti: diventa più evidente che, nel referendum sul finanziamento, la concentrazione dei sì interessa la fascia intermedia della città, in particolare i *clusters* 3 e 4. All'interno di questa area è interessante notare come a parità di percentuale di sì, il livello di voto dei partiti di massa nei due *clusters* è notevolmente divaricato: 4,8 punti percentuali per il PCI, 2 punti per il PSI, e 4 per la DC.

TAB. 3 - Risultati percentuali dei partiti alle elezioni per la Camera del 1976, per area, sulla base degli indicatori ambientali selezionati con la stepwise regression.

Cluster	DC	PCI	PSI	PSDI	MSI	PLI	PR	DP	Bianche	Nulle
1	43,8	34,8	10,0	3,3	2,5	0,7	2,1	1,6	1,1	1,6
2 a	44,3	28,9	9,9	3,5	4,3	1,2	4,2	1,7	1,9	1,2
b	43,8	27,0	9,4	3,0	5,4	1,8	5,6	1,9	2,1	1,1
tot	44,2	28,6	9,8	3,4	4,5	1,3	4,4	1,7	1,9	1,2
3	45,9	20,6	9,2	3,2	7,4	2,0	7,1	2,0	2,5	0,8
4	49,9	15,8	7,2	2,7	8,4	3,1	8,4	1,8	2,7	0,8
5	51,5	16,3	6,4	2,3	8,8	2,9	7,7	2,0	2,7	0,9
Totale città	46,4	24,2	8,8	3,4	5,4	1,8	5,6	1,8	2,1	1,1

Ciò che emerge con maggior evidenza è, comunque, l'andamento opposto tra livello di voto al PCI e percentuali di sì al referendum sul finanziamento. Questo non vale per la Reale che appare in generale meno sensibile ai risultati del PCI; non che esso possa condizionare da solo gli esiti dei referendum, ma è emblematico del legame voto-ambiente.

È chiaro allora che il voto sulla Reale è meno legato ai caratteri ambientali di quanto non sia il voto sul finanziamento pubblico ai par-

Tab. 7 - Risultati percentuali dei partiti alle elezioni per la Camera del 1972, per area, sulla base degli indicatori ambientali selezionati con la stepwise regression.

Cluster	DC	PSI	PSDI	MSI-DN	PLI	PRI	PSIUP	MANIF.	MPL	PC (M-L)	Bianche	Nulla
I	49,11	28,03	7,96	4,76	3,08	1,62	1,38	0,53	0,31	0,21	1,94	1,17
2a	46,59	22,01	8,27	6,35	8,20	4,18	3,03	0,61	0,32	0,18	1,51	1,00
b	43,04	20,50	7,36	5,86	8,20	4,59	2,99	0,61	0,32	0,18	1,51	1,00
tot	46,05	21,78	8,13	6,23	8,21	4,66	3,26	0,64	0,42	0,14	1,21	1,01
3	46,23	13,46	7,10	6,46	9,87	8,08	5,89	0,72	0,34	0,17	1,46	1,01
4	45,68	10,81	6,41	5,22	11,24	6,70	5,72	0,39	0,10	0,10	1,22	0,72
5	44,94	11,26	5,56	4,67	12,25	6,07	1,02	0,79	0,37	0,13	1,19	0,82
Totale città	46,19	17,84	7,31	5,77	8,03	6,83	4,42	0,70	0,37	0,15	1,44	0,96

Tab. 8 - Risultati percentuali dei partiti alle elezioni per la Camera del 1968 e nel referendum per il divorzio (1974), per area, sulla base degli indicatori ambientali selezionati con la stepwise regression.

Cluster	DC	PCI	PSU	MSI	PLI	PRI	PSIUP	PSIUM	Nulla	Referendum 1974
I	48,08	27,16	12,66	1,81	2,44	0,47	6,81	0,57	1,68	1,21
2a	46,43	20,74	15,15	3,54	6,19	0,96	6,17	0,84	1,71	1,09
b	43,42	17,97	13,92	4,17	12,02	1,85	6,06	0,89	1,47	1,08
tot	45,94	20,30	14,95	3,64	7,12	1,10	5,50	0,89	1,67	1,09
3	46,45	13,02	15,96	5,44	11,76	1,97	4,43	0,97	1,32	1,09
4	47,72	9,53	13,95	5,64	16,04	2,48	3,55	1,09	1,52	0,80
5	46,61	10,26	11,66	6,07	17,88	2,62	3,80	1,12	1,61	0,91
Totale città	46,95	16,81	14,28	4,35	9,96	1,58	5,16	0,91	1,57	1,03

riti. L'elettore che ha votato per l'abrogazione della Reale è più difficilmente identificabile in termini di caratteristiche di status, quali quelle ricavabili dalle informazioni disponibili. Resta la dimensione squisitamente ideologica e politico-organizzativa, intesa come modo di rapportarsi dell'elettore alle istituzioni, attraverso la mediazione dei partiti.

Tab. 4 - Risultati percentuali dei referendum abrogativi del 1978, sulla base degli indicatori ambientali selezionati con la stepwise regression e punteggi fattoriali, per area.

Cluster	SI finanziamento	SI Reale	Differenza tra i SI	Bianche (finanziamento)	Votanti	Punteggi fattoriali			Peso (+)	
						1	2	3		
1	37,8	19,2	18,6	2,9	2,3	92,3	-1,56	0,96	-0,36	13,0
2a	45,9	21,8	24,1	2,4	1,8	90,6	-0,61	-0,47	-0,18	30,7
b	46,9	23,1	23,8	1,7	1,3	88,4	0,60	-0,11	2,93	5,7
tot	46,1	22,0	24,1	2,3	1,7	90,3	-0,42	-0,41	0,31	36,4
3	51,6	23,4	28,2	2,1	1,9	89,9	0,45	-0,12	-0,65	26,1
4	51,4	22,4	29,0	1,7	1,3	87,9	0,97	0,49	-0,52	14,6
5	49,3	22,3	27,0	1,6	1,4	88,4	0,99	1,21	1,10	8,2
Totale città	47,1	22,1	25,0	2,2	1,8	90,8				98,3

(*) Percentuale di elettori ai referendum.

Queste considerazioni sembrerebbero valere anche per l'astensionismo attivo (voto nullo e schede bianche), se è vero che l'andamento percentuale di questa variabile elettorale è inverso a quello dei SI sulla Reale e quindi interpretabile come un mancato SI, tipico di un elettorato cross-pressured.

Di altra natura è il comportamento dell'elettorato non votante, visto che il fenomeno è più consistente nelle zone intermedie, tanto da far pensare a scarso interesse per i temi in questione e per il tipo di consultazione, anche se è lecito supporre che si tratti ancora di mancato SI, considerato che sono aree dove la percentuale dei SI supera quella dei NO e dove sono più forti i partiti il cui elettorato, quando ha votato, si è espresso in favore dell'abrogazione.

5. Una proposta di attribuzione ai partiti del voto referendario

Nell'analisi condotta fino a questo punto si è privilegiato il rapporto voto referendario-ambiente, mentre il legame con la base elettorale dei partiti risulta tuttal più mediato dal legame di questi con l'ambiente. La

via della correlazione, già tentata⁽¹⁵⁾, ha dato risultati che hanno offerto qualche spunto interpretativo. Si tratta invece di valutare:

- a) i contributi dei diversi segmenti di elettorato, come si divide sulla base del voto nelle politiche del '76, ai risultati dei due referendum;
- b) la compattezza della risposta degli elettori dei partiti in una consultazione evidentemente diversa dalle precedenti.

Se è vero che il '74 è un punto di svolta fra due cicli elettorali, è altrettanto vero che il '78 è una consultazione ricca di sintomi di nuovi comportamenti: se il referendum sul divorzio rappresenta, soprattutto per il « mondo cattolico », un momento di rottura/liberazione, i referendum successivi confermano la novità dei processi attivati nel '74, ne specificano però nuove valenze, in particolare, a nostro giudizio, per l'elettorato di sinistra.

Da qui lo stimolo a tentare un metodo (si veda Appendice), che appare decisamente nuovo, per misurare l'importanza delle variabili esplicatrici in una equazione di regressione: nel nostro caso la variabile dipendente è rappresentata dalla percentuale di sì nei referendum e le variabili esplicatrici sono le percentuali di voto ai partiti nelle elezioni politiche del '76. Per « importanza » si intende la proporzione di variabilità della variabile dipendente complessivamente spiegata da ciascun regressore (variabile esplicativa). « Complessivamente » sta a significare sia al netto degli altri partiti sia attraverso gli altri partiti. Pur consapevoli che la proposta di questo metodo possa apparire discutibile, se non pretenziosa, per quello che significa in termini di possibili forzature, riteniamo che i risultati meritino un commento (si vedano la tabella 5 e la tabella A). I valori in tabella 5 sono il risultato della ripartizione della percentuale di sì ai referendum fra i partiti che si sono presentati alle elezioni politiche del '76. Vi appaiono, però, evidenti alcune incongruenze, che ri-

Tab. 5 - Suddivisione delle percentuali di SI ai referendum (1978) in quote percentuali attribuibili ai partiti presentatisi alle elezioni politiche del 1976.

Referendum 1978	DC	PCI	PSI	PSDI	MSI-DN	PLI	PRI	DP	PR	Quota non attrib.
SI finanz.	5,3	4,1	4,0	3,2	4,3	3,2 ⁺	4,2	4,7 ⁺	3,9 ⁺	10,3
SI Reale	2,0	0,5	1,3	1,2	1,1	0,5	1,0	2,1 ⁺	1,2	11,2
Differenza tra i SI	1,8	2,0	1,7	2,1	1,3	1,8	2,1	1,7	1,8	8,7

* Il dato eccede la percentuale di voto ottenuta dal partito.

⁽¹⁵⁾ Cfr. L. FABBRIS e G. RICCAMBONI, *op. cit.*

guardano i partiti minori, nel senso che il dato percentuale supera la quota di voti ottenuti nel '76⁽¹⁶⁾.

I partiti minori, che già sappiamo essere più forti nella fascia intermedia della città, punto di forza dei sì all'abrogazione del finanziamento pubblico risultano aver contribuito ai sì con tutta la propria base elettorale; questo vale anche per forze come il PSDI e il PRI i cui dirigenti avevano dato indicazioni di voto opposte.

Sulla Reale l'interpretazione deve essere molto più cauta, considerato che il valore di R² è poco meno del 50%. Nel caso del PLI i dati in tabella registrano la differenziazione di indicazioni di voto fra il sì sul finanziamento e il NO sulla Reale. Fra le forze promotrici dei referendum, PR e DP, minore appare la risposta dell'elettorato radicale all'appello per l'abrogazione della Reale. Infine, sempre fra i partiti minori, risulta che un certo contributo di sì sulla Reale sia venuto anche dall'elettorato socialdemocratico e repubblicano.

Il MSI-DN, come prevedibile, sembra aver contribuito in misura consistente ai sì sul finanziamento pubblico, coerentemente con la sua decennale polemica antipartitocratica. Altrettanto vale per la Reale, anche se in misura minore di quanto sembrava emerge dall'analisi della regressione parziale nel nostro lavoro precedente, dove la destra registrava il coefficiente di regressione parziale standardizzato più elevato.

Fra i partiti di massa, interessante senza dubbio è il dato del PCI, che conferma ancora una volta che se « disobbedienza piena » c'è stata fra gli elettori comunisti, questa si è verificata nel referendum sul finanziamento, cioè quello meno impegnativo dal punto di vista del partito, ma anche più compromettente da un punto di vista « morale ». Decisamente minore il contributo dell'elettorato comunista ai sì sulla Reale, soprattutto alla luce dell'ipotesi che il sì potenziale si sia scaricato in un voto astensionista.

Nel caso del PSI, un'indicazione del partito che per il finanziamento lasciava spazio a interpretazioni diverse potrebbe aver favorito una redistribuzione del proprio elettorato fra i sì e i NO, così da rendere ancora più evidente la rilevanza dell'apporto dei partiti di massa, quello democristiano soprattutto. Contraddittorio invece il dato del PSI sulla Reale, poiché sulla scorta di altri metodi (vedi Appendice), i risultati ottenuti non sembrano coerenti con quelli di analisi precedenti.

Quasi irrilevante, infine, appare il contributo democristiano ai sì sulla Reale, soprattutto se valutato in proporzione al suo peso elettorale.

⁽¹⁶⁾ Le assunzioni sono:

- ipotesi lineare,
- il sistema si suppone chiuso nel senso che, pur facendo riferimento a due tempi diversi, si suppone che i nuovi entrati si comportino come gli usciti.

6. Conclusioni

Nel portare a termine questo nostro lavoro di analisi elettorale sulla città di Padova, ci siamo mossi alla luce di una ipotesi che ci sembra di poter ricavare dalle prime e peraltro uniche interpretazioni del ciclo elettorale 1972-76: sono le quote di elettorato mobile⁽¹⁷⁾, che esprime un voto di opinione, ad aver contribuito in buona misura all'imprevisto exploit dei si abrogativi nel 1978; non solo, la componente astensionista, come sta emergendo nei comportamenti dell'elettorato italiano, è espressione di un voto *cross-pressured* e andrebbe collocata sulla sinistra dello schieramento politico. Stando così le cose, e ci sembra di averlo sufficientemente verificato, si può tranquillamente dire che siamo in presenza di una maggioranza di si all'abrogazione della legge sul finanziamento pubblico ai partiti, se oltre ai si effettivi si contano i mancati si, vuoi sotto forma di schede bianche e nulle, vuoi di non votanti. Ma anche il risultato per la Reale non appare in questo senso meno inquietante!

L'aver condotto la ricerca utilizzando come unità d'analisi territoriale le sezioni elettorali ci ha permesso di individuare all'interno dell'ambiente urbano un numero di zone (*clusters*) differenziate fra loro, sulla base di indicatori discriminanti il voto referendario, così da articolare la relazione voto-ambiente, come mai si era tentato finora, riuscendo a identificare alcuni tratti del profilo dell'elettorato abrogazionista. La fisionomia di questo elettorato, soprattutto nel caso del referendum sul finanziamento, non sembra corrispondere all'identikit di alcun partito in particolare; si deve pensare quindi che il voto referendario abbia scomposto la tradizionale stratificazione sociale dei diversi elettorati, ricomponendola secondo allineamenti diversi che tagliano trasversalmente tutte le forze politiche. Ne risulta così un processo di mobilità e fluidità talmente profondo da poter provocare effetti imprevedibili nel lungo periodo: si spiegherebbero in questo modo anche le resistenze di alcuni partiti verso il ripetersi di simili consultazioni, capaci di rimescolare gli assetti tradizionali dell'elettorato italiano. In questo senso ci pare vadano letti anche i risultati del tentativo di attribuire una paternità partitica al voto referendario: i si appaiono veramente figli di tanti padri!

⁽¹⁷⁾ Se si analizzano le variazioni di voto come risultano dalle tabelle 3, 7 e 8, si individuano facilmente i flussi di voto che hanno coinvolto i diversi schieramenti e quindi i *clusters* di maggiore mobilità: fra il '68 e il '72 l'avanzata della destra avviene a spese del centro, interessando soprattutto i *clusters* 3, 4 e 5; fra il '72 e il '76 si verifica un consistente travaso di voti dal centro-destra alla DC (*cluster* 4 e 5) e da questa alla sinistra (*cluster* 1 e 2). Decisamente interessante quindi l'inversione nella dislocazione del voto democristiano fra centro e periferia.

UNA MISURA DELL'IMPORTANZA DELLE VARIABILI PREDITTRICI NELLA REGRESSIONE MULTIPLA

1. Premessa

Fra le misure correntemente considerate nella metodologia statistica per la valutazione della capacità esplicativa della y , variabile dipendente, da parte di x_j , ($j = 1, \dots, p$), genetico regressore statistico, esamineremo quelle che permettono di collocare e valutare il metodo proposto nel par. 5 del testo e per la prima volta applicato a dati empirici.

Gli indici più comuni che misurano il contributo sono: r^2_{xy} , dove r_{xy} è il coefficiente di correlazione lineare fra y e x_j ; β^2_j , dove β_j è l'analogo coefficiente di regressione parziale standardizzato (*beta coefficient*); e $\alpha_j = \beta_j r_{xy}$, che rappresenta il contributo « indipendente » (Darlington, 1968) di x_j rispetto a y .

È noto che nel caso generale solo l'indice α_j fra quelli citati, se sommato rispetto a tutte le variabili predittrici del modello di regressione, dà R^2 , il coefficiente di correlazione multipla (*). Nel solo caso in cui le variabili predittrici siano incorrelate le tre misure sono equivalenti e danno per somma R^2 ; per cui, se R^2 è la percentuale di varianza di y spiegata dalla combinazione (lineare) dei regressori, ogni misura rappresenta la percentuale di varianza individualmente spiegata dai regressori stessi (**).

Il passaggio attraverso le componenti principali, in sostituzione dei regressori tra loro non indipendenti, sembra a questo punto obbligato, dal momento che la percentuale di varianza spiegata rimane la stessa ed è, quindi, ragionevole decomporre R^2 in componenti di variabilità attribuibili alle trasformate ortogonali dei regressori (*). Rimane aperto il

(*) L'indice α_j presenta comunque il difetto di dare contributi negativi se β_j e r_{xy} hanno segno opposto.

(**) Più precisamente, il quadrato di β_j , quando i predittrici sono ortogonali rappresenta il contributo totale additivo del predittore x_j a R^2 e, al contempo, è la frazione di varianza che non è spiegabile da nessun altro predittore ortogonale.

(*) Sia nel caso di predittrici ortogonali che nel caso di predittrici fra loro

problema interpretativo: non sempre le componenti principali sono chiaramente riconducibili a quanto il ricercatore intende esprimere con le singole variabili esplicative: il caso dei partiti che qui ci riguarda può ripetersi, per esempio, ogni volta che le variabili esplicative sono componenti non sostituibili di un sistema, come le marche automobilistiche su un mercato e simili.

Green, Carroll e De Sarbo (1978), riprendendo una proposta di Gibson (1962), suggeriscono una tecnica per valutare il contributo a R^2 dei predittori originali dopo essere passati attraverso la regressione di y sull'insieme di trasformate ortogonali ai minimi quadrati dei predittori.

Dopo aver valutato l'operatività della proposta di Green e altri, nel caso specifico e in casi analoghi, Fabbris (1979), ha proposto un nuovo metodo di calcolo per la misura dell'importanza dei predittori basato su una trasformazione ortogonale alle componenti principali dei predittori stessi, che risulta essere, in pratica, un caso speciale della proposta di Green e co-autori ma che: a) permette di agire anche nel caso di multicollinearità fra le variabili predittive; b) tiene conto in modo forse più completo dell'interazione tra variabili predittive nell'interpretazione della variabilità di y . Infine, anche se nella presente applicazione dobbiamo tenere in considerazione i limiti che vengono dalle assunzioni specificate per il modello di regressione e del rischio di far discutere i comportamenti di voto individuale dell'analisi ecologica, sembrano delinearci alcune indicazioni per la preferibilità di quest'ultimo procedimento suggerito.

2. Considerazioni sul modello

Sia X la matrice ($n \times p$) relativa a n misurazioni indipendenti su p regressori, che si assumono standardizzati in senso statistico, e sia Y un vettore ($n \times 1$) di n misurazioni fra loro indipendenti della variabile dipendente (o variabile criterio), anche questa normalizzata in modo da avere media nulla e varianza unitaria.

Si trovi, quindi, la decomposizione di X in autovettori e autovettori secondo il teorema di Eckart e Young (1936) che esprimiamo in modo compatto

$$X = V \Lambda^{\frac{1}{2}} U' \quad /1/$$

correlati deve essere valutata l'eventualità di β_j con valori molto negativi. Nelle analisi ecologiche ciò significherebbe un andamento contrastante di y e x_j , per cui la valutazione del « contributo » di x_j a y non può essere effettuata elevando al quadrato β_j (che viene ad avere la stessa valenza interpretativa di un beta positivo), ma assumendo che valori molto negativi di β_j significhino che non c'è stato contributo alcuno, si può porre, eventualmente, l'indice che misura il contributo di x_j vicino allo 0, scalando opportunamente le misure relative agli altri predittori.

dove V è una matrice ($n \times p$) di p vettori ortonormali (componenti principali normalizzate) con $\rho = \text{rango}(X)$; Λ è una matrice diagonale i cui elementi sono gli autovalori scalati di $(X'X)$; U è una matrice ($p \times p$) di vettori ortonormali per colonna.

La matrice ortonormale Z che minimizza la somma del quadrato degli scarti rispetto alla matrice X nel senso

$$\text{tr}(X-Z)'(X-Z) = \min$$

e sotto la condizione che X sia a pieno rango ($\rho = p$) è quella proposta da Gibson (1962) e ripresa da altri autori.

$$Z = VU' \quad /2/$$

Se si fa regredire Z su X , sempre nell'ipotesi che X sia a pieno rango, si ottengono i coefficienti di regressione (ai minimi quadrati)

$$\mu_{y/x} = U \Lambda^2 U' \quad /3/$$

e dalla regressione di Y su Z si ottiene

$$\beta_{y/x} = Z'Y \quad /4/$$

Sulla base di /3/ e /4/ Green e coautori (1978) suggeriscono la misura δ_j^2 di importanza di x_j data dalla media aritmetica ponderata rispetto a tutte le componenti ortonormali del quadrato dei β_i , ($i = 1, \dots, p$) con pesi dati dal quadrato dei γ_{ji} , ($j, i = 1, \dots, p$).

I due punti deboli di δ_j^2 , come già anticipato in apertura, sono:

(i) la formula /4/ è valida solo se esiste collinearità tra predittori di X perché, nel caso sfavorevole di malcondizionamento di $(X'X)$, la matrice $(Z'Z) = (UU')$ non è ordinariamente invertibile;

(ii) il coefficiente γ_{ji} è un coefficiente di regressione parziale tra z_i e x_j e può essere considerato, quindi, il coefficiente per il calcolo del contributo « netto » del j -esimo predittore alla componente ortonormale i -esima, tenuti fissi tutti gli altri predittori.

In definitiva, il coefficiente γ_{ji} non contribuisce a valutare il contributo « complessivo » di x_j a z_i che si esprime come cumulo del contributo individuale netto e dei contributi che passano attraverso gli altri predittori del modello.

La proposta di Fabbris (1979) è, quindi, di usare V al posto di Z , nella /3/ e di trovare il coefficiente di regressione di Y su V invece della /4/ ritornando a considerare i predittori originali solo al momento del calcolo dei contributi. In particolare se

$$V = XU \Lambda^{-\frac{1}{2}} \quad /5/$$

la regressione di Y su V sarà data da:

$$\beta^* = V'Y \quad /6/$$

e la correlazione tra V e X da (*)

$$R_{XV} = U \Lambda^{\frac{1}{2}} \quad /7/$$

Il contributo w_j^2 del predittore j-esimo alla variabile criterio sarà allora espresso da:

$$w_j^2 = \frac{\rho}{\sum_{i=1}^p r_{ji}^2} \frac{r_{ji}^2}{\sum_j r_{ji}^2} \beta^{*2} \quad /8/$$

$$= \frac{\rho}{\sum_{i=1}^p \frac{r_{ji}^2}{\lambda_i}} \beta^{*2} \quad , \quad (j = 1, \dots, p)$$

dove r_{ji} , ($j = 1, \dots, p$; $i = 1, \dots, p$) sono i coefficienti di correlazione tra x_j e $\sqrt{\lambda_i}$; λ_i è l'i-esimo autovalore e β^{*2} è il coefficiente di regressione ottenuto con la /6/ tra variabile y e i-esima componente (ortonormale) principale.

Dalla /8/ si può vedere che la somma degli r_{ji}^2 per colonna è uguale a λ_i , che esprime a sua volta la varianza di $(X'X)$ estratta dalla componente i-esima: r_{ji}^2/λ_i esprime allora la percentuale di varianza di $\sqrt{\lambda_i}$ spiegata complessivamente da x_j . In definitiva, w_j^2 è definibile come la frazione di R^2 imputabile al predittore j-esimo, dal momento che vale anche la relazione $R^2 = \sum_i w_i^2$.

Un limite non ancora superato dalla proposta di w_j^2 come misura dell'importanza interpretativa di predittori non ortogonali è dato dalla eventualità di trovare beta negativi anche tra componenti ortonormali e variabili criterio per cui, usare il quadrato di β^{*2}_{ji} (come pure di β_{ij}) nella formula finale di misura del contributo, comporta una distorsione dal punto di vista logico, perché si fa assumere uguale significato alla cova-

(*) Si noti che la regressione, nello stesso senso della /3/ sarebbe

$$\mu^{*2}_{y/x} = U \Lambda \cdot \frac{1}{2}$$

per cui

$$R_{XV} = \mu^{*2}_{y/x} \Lambda$$

Ciò permette altre considerazioni, alcune delle quali già presenti in Fabbri (1979)

riabilità di segno positivo (che esprime concordanza) e a quella di segno negativo (che misura, invece, confliggenza).

Un'ultima considerazione sul modo in cui i coefficienti della /5/, /6/ e /7/ sono ottenibili sulla base della usuale analisi delle componenti principali. È noto che la matrice V non rappresenta altro che le componenti principali normalizzate (*factor scores* nell'analisi fattoriale), per cui β^{*2} della /6/ si ottiene dalla regressione della variabile dipendente sulle componenti principali. Una volta noti i coefficienti β^* , la via più breve per arrivare a w_j^2 è data da:

$$w_j^2 = \sum_{i=1}^p \mu_{ji}^2 \beta^{*2} \quad , \quad (j = 1, \dots, p) \quad /9/$$

dove μ_{ji} , ($j = 1, \dots, p$; $i = 1, \dots, p$) rappresenta i coefficienti delle componenti principali (*factor loads*) equivalenti a $r_{ji}/\sqrt{\lambda_i}$ della /8/.

3. Confronto fra risultati ottenuti con vari metodi

Consideriamo per un confronto fra metodi di misura dell'importanza dei predittori i dati la cui sintesi è presente nel testo al paragrafo 5. Il criterio che costituisce la base per la valutazione della bontà o applicabilità dei metodi stessi discende dalla considerazione che la misura del contributo del partito j-esimo (che rappresenta un predittore del modello di analisi della regressione) all'interpretazione della variabilità di y possa essere confrontato con la frazione di voto che il partito ha ottenuto nell'elezione precedente il referendum 1978. Non solo, ma non deve contrariare le interpretazioni ricavabili dalla analisi di regressione fra partiti e variabili referendarie.

Abbiamo già accennato in precedenza ai limiti di specificazione del modello che prevede: a) una relazione lineare tra variabile criterio e variabili predittrici (almeno nelle distribuzioni condizionate); b) un sistema chiuso, dove, cioè, non ci siano state né uscite né nuove entrate di elettori nel periodo 1976-78 o, almeno che i nuovi entrati sostituiscano esattamente in termini di voto gli elettori che sono usciti. Richiamiamo, inoltre, che gli spostamenti fra sezioni elettorali del 1976 e del 1978 hanno obbligato ad aggregare le sezioni stesse in modo da renderle confrontabili: ciò ha portato sicuramente a degli errori di approssimazione che devono essere tenuti in conto al momento della valutazione dei risultati.

Se anche fosse possibile prescindere dalle limitazioni ora espresse restiamo, comunque, esposti al rischio di far discendere conclusioni circa

il comportamento di voto dall'analisi di covariabilità a livello territoriale. Ci preme, quindi, scindere i due momenti della nostra analisi: quello della valutazione della bontà dei metodi e quello della ricerca elettorale. Il nostro obiettivo è un'analisi del primo tipo, anche se sarà necessario ricorrere ad alcune valutazioni politiche per aiutare a capire.

I risultati dell'analisi sono riportati nelle tabelle A e B e tradotti in una sintesi ulteriore nella tabella 5 riportata nel testo (*).

Si può osservare in generale che δ_j^2 dà risultati molto simili a quelli della regressione parziale (β_j), mentre δ_{j*}^2 rispecchia, piuttosto, l'andamento dei coefficienti di correlazione: ciò acquista un senso se collegato al modo in cui gli indici sono stati costruiti, con i coefficienti *beta* i primi e con i coefficienti di correlazione quelli del secondo tipo.

Per quanto riguarda w_j^2 in tabella A, esso sembra « lisciare » le misure di importanza redistribuendo R^2 in modo più uniforme tra i partiti. Attribuisce alla DC la quota più alta di R^2 all'abrogazione del finanziamento, di molto superiore a quella prevista da δ_j^2 e δ_{j*}^2 . Da argomentazioni sviluppate in sede di analisi politica (Fabbris e Riccamboni, 1978) sembra plausibile pensare, infatti, che il contributo della DC al R^2 al finanziamento sia stato sostanzioso, probabilmente superiore all'intera quota di voto non spiegato dalle relazioni di regressione considerate (20% della percentuale di R^2 al finanziamento).

Nella relazione con il R^2 al finanziamento anche il PCI ha valori discordanti a seconda dell'indice adoperato: pur non escludendo a priori una partecipazione di voto PCI, i valori alti sembrano essere i meno credibili, dal momento che il coefficiente di correlazione come pure quello di regressione parziale sono negativi. In casi come questo risultano falsi sia i risultati basati sull'elevamento al quadrato dei coefficienti che quello dato dal prodotto del coefficiente di correlazione per quello di regressione parziale.

Sono, però, i valori ottenuti dai partiti promotori del referendum (PR e DP) e quelli di altri partiti minori (PRI e MSI) nella tabella A che permettono di confrontare gli indici considerati: appare decisamente esagerata la percentuale di elettori MSI, PRI e PR che hanno votato sì sulla base di α_j , δ_j^2 e δ_{j*}^2 ; per tutti e tre i partiti si tratta di una quota di voti che eccede largamente il loro elettorato 1976. Nel caso di DP è, invece, w_j^2 che scomputa una quota eccessiva di R^2 , superiore in termini di voto alla percentuale ottenuta di questo partito nel 1976. Il « lisciamiento » di w_j^2 ha ridotto notevolmente il rango delle misure di importanza dei partiti in tabella A. Che non si tratti di una caratteristica banalizzante del metodo è verificabile nella tabella successiva in relazione al SI alla Reale

(*) Sono stati riportati solo i dati relativi alle variabili referendarie che hanno presentato un R^2 superiore o vicino a 0,50.

Tab. A - Confronto fra risultati ottenuti sulla base di alcune funzioni per la decomposizione di R^2 ($\times 100$) relativo alla percentuale di SI al referendum sul finanziamento pubblico dei partiti e l'insieme dei partiti nelle elezioni politiche del 1976 (i).

Indici di misura	DC	PCI	PSI	MSI	PRI	PSDI	PLI	PR	DP	Totale
β_j (ii)	-0,15	-0,21	0,13	0,48	0,16	-0,17	-0,02	0,27	0,07	—
r_1	0,15	-0,64	-0,26	0,78	0,74	-0,06	0,53	0,74	1,96	76,95
$\alpha_1 = r_{1j}$ β_j (iii)	-2,25	13,44	-3,38	37,44	11,84	-1,02	-1,06	19,98	1,96	76,95
β_j^2 (iii)	2,25	4,41	1,69	23,04	2,56	2,89	0,04	7,29	0,49	44,66
w_j^2 (iii)	3,81	11,08	8,49	9,19	6,81	6,69	6,57	18,18	8,25	78,13
δ_j^2 (iii)	4,33	4,65	3,48	23,69	15,57	1,17	4,56	18,34	2,34	78,13

(i) Non è stato incluso il NPP, data la irrilevante percentuale di voti ottenuti e la sua mancata partecipazione alla campagna referendaria.
 (ii) Stimato con coefficiente di *ridge regression* con parametro $k = 0,02$.
 (iii) I coefficienti β_j sono stati pesati con il quadrato dei coefficienti di regressione fra predittori originali e componenti ortonormali.
 (iv) Confronto fra i risultati ottenuti sulla base di alcune funzioni di decomposizione di R^2 ($\times 100$) relativi alla regressione tra alcune variabili referendarie e le percentuali di voto dei partiti presentatisi alle elezioni 1976 (i).

Indici di misura	DC	PCI	PSI	MSI	PRI	PSDI	PLI	PR	DP	Totale
SI	8,89	2,26	5,88	4,78	4,61	5,37	2,24	5,62	9,69	49,34
abrogazione	2,69	4,93	2,47	9,20	5,27	1,01	2,54	11,61	9,63	49,35
legge Reale	2,86	1,69	2,63	12,62	5,57	0,69	1,52	12,40	9,53	49,31
Eccedenza	7,22	8,13	6,88	8,34	8,20	5,21	7,06	7,10	6,93	65,07
di SI al	2,67	9,33	2,31	15,20	13,34	1,15	6,74	13,88	0,47	65,09
Finanziamento	3,17	3,77	3,71	19,57	15,40	0,65	5,19	13,45	0,18	65,09
alla Reale										
rispetto SI										

(i) Vedi nota (i) tabella A, (ii) vedi nota (iii) tabella A.

dove, di fronte ad andamenti praticamente uguali di DP, PLI, PRI e PCI con i tre metodi a confronto, c'è una notevole diversificazione di DC, PSDI, MSI e PR e in misura ridotta del PSI con un rango di valori di poco inferiore a quello degli altri due metodi δ_1^2 e δ_2^2 . Il voto del PR, che con DP (e forse il MSI) più si è battuto per il SI, anche in questo caso eccede la percentuale di voto ottenuta nel 1976 a Padova.

Anche se w^2 non è privo di alcuni dei limiti già riscontrati a proposito di altri indici di misura analizzati, è auspicabile venga applicato e sottoposto a verifica in altre indagini di ricerca elettorale, o in settori diversi ma che presentano problemi analoghi. L'auspicio si estende al confronto con altri metodi per il calcolo dell'importanza delle variabili esplicative proposti nella letteratura statistica: è nostra convinzione che le proposte di metodologia statistica che vengono presentate debbano essere vagliate anche in relazione alla loro capacità di produrre risultati validi e, quando possibile, verificabili empiricamente.

BIBLIOGRAFIA

- DARLINGTON, R. B., Multiple Regression in Psychological Research and Practice, in *Psychological Bulletin*, 1968, vol. 69, n. 3, pp. 161-182.
- ECKART, C. e G. YOUNG, The approximation of one Matrix by Another of Lower Rank, in *Psychometrika*, 1936, vol. 1, pp. 211-218.
- FABRIS, L., Measures of Predictor Variable Importance in Multiple Regression: an additional suggestion (in corso di pubblicazione su Quality and Quantity).
- FABRIS, L. e G. RICCAMBONI, I Referendum: con, fuori o contro i partiti?, in *Schema*, 1979, n. 2, pp. 33-47.
- GIBSON, W. A., Orthogonal Predictors: a Possible Resolution of the Hoffman-Ward Controversy, in *Psychological Reports*, 1964, 11: pp. 32-34.

NOTES SOBRE EL COMPORAMENT ELECTORAL A LA CATALUNYA DEL POSTFRANQUISME *

di JOSEP M. VALLÈS

(*) Aquestes notes contenen una síntesi de la comunicació presentada en la reunió del Grupo di Studio sul Comportamento Elettorale in Toscana, celebrada el dia 25 de maig d'enguany. He d'agrair la invitació del President de la Regione Toscana i l'acollida del Gruppo i del seu coordinador, Mario Gabelli. El caràcter de sumari d'una comunicació verbal ens ha fet prescindir de l'aparell bibliogràfic i estadístic.