

ricerca della loro identità. Il PSOE deve farsi vero partito, deve trovare un impianto e un insediamento sociale nel paese al di là dei consensi ottenuti fin troppo facilmente; deve definire la sua ideologia, le sue stesse alleanze internazionali nell'ambito del socialismo europeo. Ma il sistema dei partiti è ancora da fare soprattutto sulla destra. L'UCD, grande polo d'attrazione, deve trasformarsi in un grande partito moderato di massa; finora questo processo, sempre difficile per questo tipo di partiti, è stato lento e accidentato, con spinte in avanti e improvvise frenate.

Qualcosa potrà ancora cambiare nel quadro generale se la costituzione in gestazione muterà il sistema elettorale. Le stesse elezioni amministrative che sono sempre sul punto di essere indette potranno avviare nuovi processi. I partiti, infine, legittimati nei confronti delle istituzioni, dovranno pienamente legittimarsi di fronte alla società civile. Solo allora la fase di transizione sarà finita e le stesse analisi elettorali si muoveranno su un terreno più solido.

#### SOMMARIO

Il 15 giugno 1977 si sono tenute in Spagna le elezioni politiche generali delle nuove Cortes (Camera dei deputati e Senato), le prime a distanza di quarantun anni e dopo ventotto di regime autoritario.

L'articolo illustra tutti gli aspetti principali di questa consultazione che ha segnato per la Spagna una svolta storica.

Nella prima parte vengono ricostruite le fasi politico-legislative che hanno condotto alle elezioni e viene definito il quadro della competizione. Viene esposta la legge elettorale del 18 marzo 1977 e tutte le sue implicazioni sulle modalità di voto e sul sistema dei partiti. Vengono poi passati in rassegna i numerosi partiti e le liste di coalizioni che hanno partecipato alle elezioni, secondo gli schieramenti di appartenenza. Si accenna alla campagna elettorale e ai risultati dei più significativi sondaggi. Vengono poi descritte le operazioni di voto e lo scrutinio.

La seconda parte dell'articolo è dedicata all'esame dei risultati. Vengono analizzati i risultati in voti e in seggi per il Congresso e quelli in seggi per il Senato; si cerca di stabilire l'origine e le ragioni del voto alle liste e ai partiti risultati più forti: l'UCD, il PSOE, il PCE, AP, il PSP e i partiti baschi e catalani. Si traccia poi una geografia elettorale della nuova Spagna, sia distinguendo il paese in quattro grandi zone, sia esaminando i risultati provincia per provincia, e regione per regione.

Distinguendo uno schieramento di sinistra e uno di centrodestra, si cerca di individuare i fattori (socio-economici, demografici, culturali, ecc.) che possono avere influito sulle scelte degli spagnoli nelle varie parti del paese.

Nelle pagine conclusive si fanno alcune considerazioni sui rapporti di forza e sull'assetto partitico uscito dalle elezioni, accennando alle probabili prospettive.

## AMBIENTE SOCIO-ECONOMICO E COMPORAMENTO POLITICO-ELETTORALE NEI COMUNI DELLA TOSCANA (1953-1972)

di SANDRO SADOCCHI

## 1. Introduzione

Il presente lavoro analizza le relazioni esistenti tra struttura politico-elettorale della Toscana, descritta dalle percentuali di voti conseguite dai maggiori partiti nazionali (vedi § seguente) in ciascun comune della regione, e la struttura socio-economica dei medesimi, descritta da una serie di indicatori (vedi § seguente) che riguardano il grado di industrializzazione, l'istruzione, la struttura professionale della popolazione, le abitazioni, la situazione demografica, l'attività economica ed, infine, la struttura per età della popolazione.

La ricerca delle motivazioni socio-economiche del voto, oltre ad essere un tema di interesse generale, impegna da tempo sociologi e politologi ed è stata svolta sia mediante indagini di tipo « survey », sottoponendo un questionario ad un campione di individui e cercando di generalizzare i risultati raggiunti sul campione<sup>(1)</sup>, sia mediante l'approccio definito « ecologico », utilizzando dati desunti dalle statistiche relative alle unità territoriali: dal quartiere<sup>(2)</sup>, ai centri urbani, ai comuni<sup>(3)</sup>, alle province<sup>(4)</sup>, alle regioni.

La presente indagine appartiene a quelle del secondo tipo ed assume

<sup>(1)</sup> Cfr., ad esempio, G. SANI, *Ricambio elettorale e identificazioni partitiche verso una egemonia delle sinistre*, Rivista Italiana di Scienza Politica, Bologna 1975; e più in generale G. SIVINI, *Ricerche sul comportamento elettorale*, Il Mulino, Bologna 1967.

<sup>(2)</sup> N. LAURO, *Stratificazione sociale e comportamento elettorale nei quartieri di Napoli, metodologia per un'analisi*, Campania documenti, n. 5/6, Napoli 1976.  
<sup>(3)</sup> M. BARNINI, *La Toscana elettorale in questo dopoguerra*, Quaderni dell'Osservatorio Elettorale, n. 1, Giunta Regionale Toscana, Firenze 1977. B. BARROLINI, *Analisi ecologica del voto '76 in Toscana, studio delle relazioni tra contesto socio-economico e voto dei partiti*, Quaderni dell'Osservatorio Elettorale, n. 2, Giunta Regionale Toscana, Firenze 1978. V. FERRANTE, *Le motivazioni ecologiche del comportamento elettorale*, Quaderni dell'Osservatorio Elettorale, Giunta Regionale Toscana, Firenze 1977. A. MARRADI, *Tecniche cartografiche e tecniche statistiche nello studio della dinamica elettorale: PCI, DC e PSI in Toscana negli anni settanta*, Quaderni dell'Osservatorio Elettorale, n. 2, Giunta Regionale Toscana, Firenze 1978.

<sup>(4)</sup> V. CAPECCHI, V. CIANI, G. GALLI, G. SIVINI, *Il comportamento elettorale degli italiani*, Il Mulino, Bologna 1968.

come unità di osservazione il comune. Ciò significa che per ogni comune della Toscana si considerano, da un lato, le percentuali di voti conseguite dai partiti politici in quel comune (vedi § seguente) e, dall'altro, le caratteristiche socio-economiche rilevate sullo stesso comune.

L'assunto su cui si fonda il presente lavoro è che la struttura elettorale della regione descritta dalle percentuali di voti conseguiti dai partiti politici debba essere considerata nella sua intieratezza. Ossia, che non si possa mettere in relazione un insieme di variabili socio-economiche con i risultati elettorali di ciascun singolo partito separatamente, se non a rischio, non solo di avere una visione frammentaria e parziale della realtà, ma anche di compiere una pericolosa astrazione dalla realtà stessa (vedi § 3). Contrariamente a ciò che è stato fatto nella stragrande maggioranza delle indagini « ecologiche » finora svolte.

Nel presente lavoro, pertanto, l'analisi delle relazioni tra ambiente socio-economico e comportamento elettorale è stata condotta utilizzando metodi statistici — correlazione canonica e regressione multipla multivariata (vedi § 3 e 4) — che permettono di considerare, contemporaneamente, un insieme di partiti politici.

Sarebbe, comunque, un errore pensare di poter individuare rapporti di causa-effetto tra fenomeni socio-economici e risultati elettorali mediante l'approccio ecologico. Ciò che si può ricercare sono relazioni *in senso statistico* tra i due tipi di fenomeni (1), tenendo presente che queste possono costituire, al massimo, un indizio dell'esistenza di un rapporto di causa-effetto (4).

Per questo motivo è indispensabile far riferimento ad un modello logico, al fine di poter individuare il significato da attribuire ad una relazione di tipo statistico.

Infine, anche ammettendo di poter stabilire l'esistenza di un nesso tra ambiente socio-economico ed espressione del voto non è pensabile che per mezzo di un'indagine ecologica si riesca a distinguere tra l'influenza esercitata dalle condizioni socio-economiche su due partiti appartenenti alla stessa area politica come, ad esempio, tra Partito Socialista Democratico Italiano e Partito Repubblicano Italiano. L'esistenza di un certo ambiente socio-economico può spingere un elettore a votare in una certa direzione anziché in un'altra, ma è poco verosimile che attraverso un'indagine ecologica si riesca a cogliere la distinzione nella influenza esercitata dall'ambiente sulla propensione a votare due partiti affini.

E per questo motivo che l'analisi è stata svolta utilizzando come variabili che descrivono il comportamento elettorale sia i singoli partiti po-

(1) Si può affermare che tra due caratteri esiste una relazione in senso statistico, quando note le modalità dell'uno si possono fare previsioni sulle modalità dell'altro.

(4) A. MARRADI, *op. cit.*

litici sia tre raggruppamenti di partiti: sinistra, centro e destra (1), considerando però contemporaneamente le variabili in entrambi i casi.

Indagini ecologiche svolte precedentemente sul comportamento elettorale in Toscana hanno mostrato come il voto sia un carattere di lenta evoluzione (2); pertanto, al fine di cogliere eventuali mutamenti nel comportamento elettorale, si è pensato di effettuare l'analisi facendo riferimento a consultazioni elettorali distanti nel tempo.

Sono state, infatti, scelte le elezioni per la Camera dei Deputati del 1953, 1963, 1972 (3). Questa scelta è stata determinata, oltre che dalle ragioni ora esposte, dalla concomitanza temporale delle tre consultazioni con i Censimenti effettuati dall'Istituto Centrale di Statistica, rispettivamente, del 1951, 1961 e 1971.

Circostanza che mette a disposizione una cospicua quantità di misurazioni relative alla situazione socio-economica di ciascun comune riferite, approssimativamente, alla stessa epoca in cui si è tenuta la consultazione elettorale.

Per questi stessi motivi non sono stati utilizzati i risultati dell'ultima consultazione elettorale del 20 giugno 1976. Non disponendo in questo caso di dati relativi alle variabili socio-economiche rilevati in epoca sufficientemente vicina a quella in cui si è svolta la consultazione elettorale.

Peraltro, la consultazione elettorale del 20 giugno 1976, pur avendo registrato in Toscana un forte aumento del PCI (+5,3% sul totale dei voti validi), non sembra aver modificato la struttura politico-elettorale della regione. Infatti, l'applicazione di un metodo di *cluster analysis* non gerarchico (4) — metodo del legame medio — sui risultati elettorali del 1976 ha portato ad individuare gli stessi grappoli del 1972, con soli 15 comuni su 280 (5,4%) che cambiano grappolo (5).

(1) La « sinistra » comprende PCI e PSI; il « centro » DC, PSDI e PRI; la « destra » PLI e MSI-DN.

(2) M. BARNINI, *Il comportamento elettorale in Toscana dal secondo dopoguerra - Un'analisi ecologica*, Tesi di Laurea, Facoltà di Scienze Politiche, Firenze 1976, p. 217 e segg.

(3) L'analisi delle motivazioni socio-economiche del voto è stata svolta utilizzando i risultati di elezioni politiche e non quelli delle elezioni amministrative, poiché per una parte, seppure piccola, di comuni toscani queste ultime avvengono in un'epoca diversa da quella in cui si svolge la consultazione per la gran parte dei rimanenti comuni della regione.

Inoltre, sono stati preferiti i dati relativi alla elezione della Camera dei deputati rispetto a quelli relativi al Senato della Repubblica, a causa del sistema del collegio uninominale e del limite inferiore di età a venticinque anni per l'elettorato attivo, adottati per l'elezione del Senato.

(4) M. R. ANDERBERG, *Cluster analysis for applications*, Academic Press 1973, N. Y. 1973. S. SADOCCHI, *Aree elettorali e forza dei partiti: 1968-1976*, Rivista Italiana di Scienza Politica, anno VI, 1976, n. 3, Ed. Il Mulino, Bologna, pp. 518/521.

(5) Il metodo della *cluster analysis* è stato applicato sulle quote di suffragi conseguite in ciascun comune della Toscana dai partiti DC, PCI, PSI, PSDI, PRI, PLI e MSI-DN,

Ciò significa che le modificazioni nei risultati elettorali, almeno per i partiti maggiori, si sono distribuiti in modo uniforme fra i comuni toscani; cosa che è confermata dal confronto tra le quote di suffragi conseguite da ciascun partito nei singoli comuni per le due consultazioni.

## 2. I dati di base

L'indagine è stata svolta assumendo come unità di osservazione il comune. Tuttavia non sono stati presi in considerazione tutti gli attuali 287 comuni della Toscana, ma solo i 280 che esistevano nel 1953 come enti locali<sup>(1)</sup>.

I dati relativi ai risultati elettorali sono stati desunti dalle pubblicazioni dell'Istituto Centrale di Statistica<sup>(2)</sup>. Sono stati presi in considerazione solo i partiti che sono presenti in tutte e tre le consultazioni:

- Democrazia Cristiana (DC)
- Partito Comunista Italiano (PCI)
- Partito Socialista Italiano (PSI)
- Partito Socialista Democratico Italiano (PSDI)
- Partito Repubblicano Italiano (PRI)
- Partito Liberale Italiano (PLI)
- Movimento Sociale Italiano - Destra Nazionale (MSI-DN)

che raccolgono la quasi totalità dei voti validi e precisamente: il 98,4% nel 1953, il 99,8% nel 1963 ed il 96,9% nel 1972.

Per descrivere l'ambiente socio-economico della Toscana è stata utilizzata la batteria di ventisette indicatori ricostruita dalla dott.ssa M. Barnini<sup>(3)</sup>, utilizzando dati censuari, per gli anni 1951, 1961, 1971 e precisamente:

## Industrializzazione

- 1) n° addetti all'industria su 1000 abitanti residenti

senza standardizzare le serie delle percentuali, in modo da attribuire un peso diverso ai vari partiti e ponendo il numero dei grappoli da formare uguale a 3.

Questo è stato fatto, oltre che per il 1976 e 1972, per il 1953 ed il 1963. Dal confronto tra i risultati ottenuti per le quattro consultazioni elettorali emerge una forte stabilità nella geografia elettorale della Toscana.

<sup>(1)</sup> In realtà, sarebbe stato corretto considerare tutti gli attuali 287 comuni della Toscana per le tre consultazioni elettorali del 1953, 1963 e 1972, ricostruendo quelli che non esistevano nel 1953 e/o nel 1963 come entità amministrative attraverso le sezioni elettorali.

<sup>(2)</sup> ISTAT, *Elezioni della Camera dei deputati 7 giugno 1953*, Roma 1955. ISTAT, *Elezioni della Camera dei deputati 28 aprile 1963*, Roma 1965. ISTAT, *Elezioni della Camera dei deputati 7 maggio 1972*, Roma 1975.

<sup>(3)</sup> M. BARNINI, op. cit. (1976).

- 2) n° addetti all'industria su 100 unità di popolazione attiva nel secondario
- 3) n° addetti all'industria manifatturiera su 100 addetti nell'industria totale
- 4) n° medio di addetti per unità locale nell'industria manifatturiera

## Istruzione

- 5) popolazione non analfabeta su 100 unità di popolazione residente
- 6) popolazione con titolo di studio di scuola media superiore su 100 unità di popolazione residente
- 7) popolazione con laurea su 100 unità di popolazione residente
- 8) grado medio di istruzione in anni

## Struttura professionale

- 9) popolazione in condizione professionale su 100 unità di popolazione residente
- 10) popolazione attiva nel settore secondario su 100 unità di popolazione attiva in complesso
- 11) lavoratrici dipendenti su 100 unità di popolazione attiva totale
- 12) donne lavoratrici dipendenti su 100 unità di popolazione attiva

## Abitazioni

- 13) percentuale abitazioni in proprietà
- 14) n° medio di stanze per abitazione
- 15) n° medio di stanze occupate
- 16) percentuale di abitazioni sprovviste di servizi igienici

## Situazione demografica

- 17) rapporto percentuale tra popolazione presente e popolazione residente
- 18) percentuale di popolazione residente in centri (su totale popolazione)
- 19) percentuale popolazione residente non assente all'estero (su totale popolazione)

## Attività economica

- 20) rapporto percentuale tra popolazione non attiva e popolazione attiva
- 21) percentuale di popolazione addetta in agricoltura, caccia e pesca (su totale popolazione attiva)

- 22) percentuale di popolazione addetta in costruzione e installazione impianti, acqua, luce, gas, (su totale popolazione attiva)
- 23) percentuale di popolazione addetta nel settore terziario (su totale popolazione attiva)
- 24) percentuale di popolazione addetta nella pubblica amministrazione (su totale popolazione attiva)

#### Struttura per età

- 25) percentuale di popolazione dai 21 ai 34 anni (su popolazione residente)
- 26) percentuale di popolazione dai 35 ai 65 anni (su popolazione residente)
- 27) percentuale di popolazione oltre i 65 anni (su popolazione residente)

### 3. Definizione di un modello per lo studio del comportamento elettorale

Come già accennato nell'introduzione, l'idea che sta alla base del presente lavoro è che le variabili che descrivono il comportamento politico-elettorale non possono essere considerate separatamente. Idea che, peraltro, sembra largamente condivisa quando si tratta di classificare delle unità territoriali in base al loro profilo elettorale, poiché questa operazione viene compiuta nelle indagini più recenti considerando, *contemporaneamente*, tutti i maggiori partiti politici mediante l'impiego della *cluster analysis*<sup>(15)</sup>; ma che viene, poi, accantonata quando si tratta di mettere in relazione l'habitat politico-elettorale con quello socio-economico. Infatti, vengono effettuate in quest'ultimo caso regressioni separate per ciascun singolo partito politico, utilizzando come variabili indipendenti un certo numero di indicatori socio-economici selezionati col metodo della regressione *step-wise*<sup>(16)</sup>. Si viene, così, a creare un divario tra il modo di considerare l'ambiente socio-economico ed il comportamento politico-elettorale, in quanto per il primo si impiega contemporaneamente una pluralità di variabili che vengono selezionate partito per partito, mentre per il secondo si considera una variabile alla volta.

Non c'è dubbio che le percentuali di suffragi conseguite dai vari partiti rappresentino parti diverse di una stessa entità (che è il totale dei voti validi) e debbano essere considerate congiuntamente se si vuole effettuare un'analisi valida del fenomeno elettorale. Le stesse ragioni che

<sup>(15)</sup> B. CHIANDOTTO ed altri, *Politica e Società*, n° 1, Firenze 1976. V. FERRANTE, op. cit.

<sup>(16)</sup> V. FERRANTE, op. cit. M. BARNINI, op. cit., (1976).

inducono a prendere in considerazione tutti i partiti politici simultaneamente, quando si devono classificare i comuni in base al comportamento politico-elettorale sono, a maggior ragione, valide quando si analizzano le interdipendenze tra comportamento elettorale e ambiente socio-economico. La relazione tra comportamento elettorale e ambiente socio-economico è stata analizzata nel presente lavoro per mezzo di un modello pluriquazionale in cui le variabili dipendenti sono costituite dai singoli partiti (o schieramenti) e le variabili indipendenti da indicatori socio-economici selezionati, nei modi che vedremo, fra i ventisette indicatori elencati al paragrafo precedente.

Il fatto nuovo rispetto alle precedenti indagini sul comportamento elettorale è costituito sia dalla forma della funzione adottata per ciascuna singola equazione sia dalla esistenza di un vincolo che lega tra loro le diverse equazioni e che richiede l'impiego di metodi di stima multivariata.

È stata, infatti, utilizzata una funzione di tipo doppio-logaritmico per porre in relazione ciascuna variabile dipendente con le diverse variabili indipendenti

$$\log y_{jh} = \beta_{0jh} + \sum_{i=1}^q \beta_{ijh} \log x_{ij} + \varepsilon_{ijh} \quad \text{per } h = 1, 2, \dots, p \quad (1.)$$

dove:

$y_{jh}$  è la percentuale di voti conseguita dal partito  $h$  nel comune  $i$  (per  $i = 1, 2, \dots, n$  ed  $h = 1, 2, \dots, p$ );

$x_{ij}$  è il valore assunto dal  $j$ -esimo indicatore nel comune  $i$  (con  $j = 1, 2, \dots, q$ ,  $q =$  numero di indicatori utilizzati);

$\varepsilon_{ijh}$  sono gli errori che si commettono nel sostituire ai valori osservati i valori teorici ottenuti dalla  $h$ -esima equazione di regressione;

$\beta_{0jh}$  è l'intercetta della  $h$ -esima equazione;

$\beta_{1jh}, \beta_{2jh}, \dots, \beta_{qjh}$  sono i coefficienti di regressione da stimare della  $h$ -esima equazione.

$n =$  numero di osservazioni (comuni),  $p =$  numero di equazioni (partiti),  $q =$  numero di variabili indipendenti (indicatori socio-economici).

La scelta della funzione doppio-logaritmica è stata determinata dalle proprietà di cui godono i coefficienti di regressione in questo tipo di funzione, nonché dal loro significato. Ciascun coefficiente  $\beta_{ijh}$  indica, infatti, una elasticità media, ossia, il rapporto medio tra la variazione percentuale nelle quote di suffragi del partito  $h$  (o dello schieramento  $h$ ) e la variazione percentuale dello  $j$ -esimo indicatore socio-economico.

In un modello di comportamento elettorale non è, ovviamente, possibile attribuire alla elasticità ( $\beta_{ijh}$ ) il senso che questa grandezza assume

nei modelli econometrici. Nel nostro caso essa costituisce un semplice indice di variazione di una certa variabile dipendente rispetto ad una variabile indipendente che ha il grosso vantaggio di essere svincolato dall'unità di misura e dalla dimensione in cui si muovono sia le variabili dipendenti sia le variabili indipendenti, cosa che non accade utilizzando i valori naturali delle variabili.

Come ho già avuto modo di dire, è mia ferma convinzione che i singoli partiti non possano essere posti in relazione, separatamente, con le variabili socio-economiche. Infatti, se è vero che un certo fenomeno influenza la scelta di un elettore spingendolo a votare per un certo partito, contemporaneamente, lo influenza nel senso di spingerlo a non votare per tutti gli altri partiti.

A livello aggregato, avremo per ciascuna unità territoriale una pluralità di elettori i quali sono influenzati in modo diverso da ciascun singolo fenomeno nella spinta a votare per un partito anziché per un altro, per cui l'effetto di ciascun fenomeno sull'insieme degli elettori potrà essere positivo negativo o nullo, ma la somma degli effetti dovrà essere uguale a zero perché coloro che sono stati spinti a votare per un partito da un certo fenomeno socio-economico sono stati, contemporaneamente, spinti, dallo stesso fenomeno, a non votare per gli altri.

Sulla base di queste considerazioni imposteremo per ciascun coefficiente di regressione un vincolo che lega tra loro le equazioni di regressione relative ai diversi partiti (o schieramenti) e che equivale a stabilire che gli effetti di ciascun fenomeno socio-economico sulle quote di suffragi attribuite ai vari partiti si annullano a vicenda:

$$\sum_{h=1}^p \beta_{jh} = 0 \quad \text{per } j = 1, 2, \dots, q \quad (2.)$$

essendo  $p$  il numero dei partiti considerati ed, allo stesso tempo, il numero delle equazioni di regressione, mentre  $q$  è il numero delle variabili socio-economiche incluse nel modello.

Gli indicatori socio-economici che costituiscono le variabili dipendenti delle varie equazioni (1.) sono stati selezionati, tra i ventisette elencati al paragrafo 2, sulla base dei pesi loro assegnati nella determinazione delle correlazioni canoniche, prendendo, ovviamente, quelli con pesi più elevati in valore assoluto per ciascuna correlazione canonica (v. § seguente).

Dalla serie di indicatori così ottenuti sono stati eliminati, in base ai risultati della regressione *step-wise*, quelli che spiegavano una parte di varianza della variabile dipendente spiegata da altri indicatori che avevano maggiore interesse sul piano logico (17).

(17) Correlazione canonica e regressione *step-wise* sono state applicate sia ai valori naturali sia ai valori logaritmici delle variabili. Il risultato è che non si hanno significative variazioni nell'importanza delle diverse variabili indipendenti.

Si è giunti, così, ad individuare una configurazione del modello comprendente nove indicatori che rimangono gli stessi per le tre consultazioni elettorali (vedi Tavv. III/V e IX/XI, in appendice) ed una configurazione del modello comprendente tredici indicatori che sono parzialmente diversi per le tre consultazioni elettorali (vedi Tavv. VI/VIII e XII/XIV in appendice) in modo da tener conto delle modificazioni intervenute nell'importanza relativa delle diverse variabili.

Non ci risulta che esistano precedenti esempi di impiego di modelli pluri-equazionali allo studio del comportamento elettorale. Cosa che è, invece, estremamente frequente nel campo econometrico, dove questi sono stati messi a punto.

L'idea di impiegare il modello pluri-equazionale sintetizzato dalla serie delle  $p$  equazioni (1.) e dalla serie delle  $q$  equazioni (2.) nello studio del comportamento elettorale è nata dalla osservazione di alcune analogie tra il fenomeno del consumo e quello elettorale. Analogie che, ovviamente, non si riferiscono all'aspetto sociologico dei due fenomeni, ma a quello puramente meccanico.

È, infatti, possibile assegnare ad ogni unità territoriale (il comune, nel nostro caso) nel modello di comportamento elettorale lo stesso ruolo che il singolo individuo svolge nel modello di consumo. Il comune è, cioè, detentore di un reddito, che è l'ammontare del suo elettorato attivo, la parte di questo che si traduce in voti validi costituisce la spesa in consumi che viene distribuita tra i vari generi di consumo: i partiti politici.

La somma delle quote di suffragi ottenute dai singoli partiti deve coincidere con l'ammontare dei voti validi così come nel modello di consumo la somma della spesa per i singoli generi di consumo deve coincidere con l'ammontare complessivo della spesa in consumi.

Nel modello di domanda di Barten e Theil (18) la spesa per i vari generi di consumo viene fatta dipendere dal sistema dei prezzi relativi e dalla spesa totale in consumi. Nel modello di comportamento elettorale il sistema dei prezzi relativi è sostituito da un sistema di indicatori socio-economici ciascuno dei quali può costituire una leva o a votare un certo partito o a non votarlo, come pure può non influire sul voto per quel certo partito.

Nel modello di domanda si hanno tanti prezzi relativi quanti sono i generi di consumo considerati; ciò, ovviamente, non si ripete nel modello di comportamento elettorale, dove, il numero degli indicatori sociali considerati non coincide, necessariamente, con il numero di partiti (o schieramenti).

La spesa totale in consumi corrisponde nel modello di comportamento elettorale al totale dei voti validi espressi in ciascun comune e la sua

(18) H. THEIL, *Principles of Econometrics*, J. Wiley & S., N. Y. 1971, p. 326 e segg.

inclusione nel modello è meno astrusa di quel che potrebbe apparire a prima vista, perché il totale dei voti validi costituisce un indice della dimensione dei vari comuni che può avere una influenza, seppure mediata, sul comportamento elettorale. Tuttavia, il totale dei voti validi non è stato, per il momento, incluso tra le variabili indipendenti delle equazioni di regressione utilizzate nel presente lavoro, per cui le percentuali di voti conseguite dai vari partiti vengono fatte dipendere, esclusivamente, dal sistema degli indicatori socio-economici.

#### 4. Metodi di analisi statistica utilizzati

Il metodo della *cluster analysis* e quello della *regressione multipla univariata*, utilizzata sottoforma di *step-wise regression*, hanno avuto nella presente indagine una funzione di sondaggio preliminare rispetto all'analisi vera e propria che rappresenta il nucleo centrale dell'indagine. Per questo motivo non ci soffermeremo ad esporre questi due metodi che, peraltro, sono stati utilizzati e descritti in precedenti ricerche sul comportamento elettorale<sup>(1)</sup>, alcune delle quali pubblicate su questa stessa collana<sup>(2)</sup>.

Riteniamo, invece, indispensabile esporre, almeno nei tratti fondamentali, la logica e gli scopi di due metodi di analisi statistica multivariata il cui impiego nello studio del comportamento elettorale rappresenta, per quanto ci consta, un fatto nuovo: a) correlazione canonica b) regressione multipla multivariata.

Siano:

$$Y = \begin{pmatrix} y_{11} & y_{12} & \dots & y_{1p} \\ y_{21} & y_{22} & \dots & y_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ y_{n1} & y_{n2} & \dots & y_{np} \end{pmatrix} \quad \text{ed} \quad X = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1q} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2q} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nq} \end{pmatrix}$$

due matrici che contengono due diverse serie rispettivamente, di  $p$  e  $q$  variabili misurate, però, sulle stesse  $n$  unità di osservazione.

Ogni colonna di  $Y$  e di  $X$  costituisce una variabile statistica, mentre la  $i$ -esima riga di  $Y$  e la  $i$ -esima riga di  $X$  sono due diversi profili individuali di una stessa unità di osservazione.

Nella presente indagine l'unità di osservazione è rappresentata dal comune ed ogni singola colonna di  $Y$  è la serie delle percentuali di suf-

<sup>(1)</sup> B. CHIANDOTTO ed altri, op. cit. S. SADOCCHI, op. cit. (1977).  
<sup>(2)</sup> M. BARNINI, op. cit., (1977). V. FERRANTE, op. cit.

frangi conseguita da uno dei sette partiti politici (o da uno dei tre schieramenti; vedi § 1) nei 280 (vedi § 2) comuni della Toscana, mentre ogni colonna di  $X$  è la serie dei valori assunti da uno dei 27 indicatori considerati (vedi § 2) negli stessi comuni.

La  $i$ -esima riga di  $Y$  e la  $i$ -esima riga di  $X$  costituiscono, rispettivamente, il profilo politico-elettorale ed il profilo socio-economico del comune  $i$ .

#### a) Correlazione canonica

Il metodo della correlazione canonica<sup>(1)</sup> ha, prima di tutto, lo scopo di verificare se tra le due serie di variabili esistono delle interdipendenze e quali sono le variabili della prima e della seconda serie che contribuiscono, maggiormente, a determinare tali interdipendenze. Infine, con questo metodo è possibile sapere quanta parte della varianza di una delle due serie è spiegata dall'altra.

Nel nostro caso, pertanto, sarà possibile stabilire se la serie delle variabili elettorali  $Y$  e la serie delle variabili socio-economiche  $X$  sono tra loro interdipendenti. Se, cioè, la struttura socio-economica della regione spiega in qualche misura la struttura politico-elettorale della regione, e quali sono le variabili delle due serie che contribuiscono, reciprocamente, alla spiegazione del comportamento dell'altra serie di variabili.

Il metodo qui applicato opera su variabili standardizzate, in modo da eliminare l'influenza della diversa unità di misura delle variabili stesse, ed attribuire, inizialmente, a ciascuna di esse lo stesso peso.

Le colonne delle matrici  $Y$  e  $X$  vengono, pertanto, trasformate sottraendo da ciascun elemento di ogni colonna la media aritmetica della colonna e dividendo per lo scostamento quadratico medio della stessa colonna.

Si ottengono, in tal modo, due batterie di variabili  $Z_1$  e  $Z_2$ , ognuna delle quali ha media zero e varianza unitaria, che prendono il posto, rispettivamente, delle batterie  $Y$  e  $X$ .

Il metodo della correlazione canonica ricerca quella trasformata della matrice  $Z_1$ :  $a_1 = Z_1' v_1$  e quella trasformata dalla matrice  $Z_2$ :  $b_1 = Z_2' w_1$  che rendono massima la varianza tra loro stesse:

$$\frac{1}{n} a_1' b_1 = \max = R_{c1}$$

dove:  $a_1$  e  $b_1$  sono due vettori ( $n \times 1$ ) che contengono, rispettivamente, il punteggio elettorale ed il punteggio socio-economico riportato da ciascun comune.

<sup>(1)</sup> W. W. COOLEY, P. R. LOHNES, *Multivariate data analysis*, J. Wiley & S., N. Y. 1971, pp. 168-179; H. THEIL, op. cit. pp. 317-322.

$R_{c1}$  è la prima correlazione canonica tra le due serie di variabili  $Z_1$  e  $Z_2$  i vettori  $v_1$  e  $w_1$  di ordine rispettivamente  $(p \times 1)$  ed  $(q \times 1)$ , con tengono i pesi di ciascuna variabile delle due batterie nella determinazione della prima correlazione canonica.

È possibile determinare tanti vettori  $v_j$  e  $w_j$ , e quindi tanti vettori  $a_j$  e  $b_j$  e tante correlazioni canoniche  $R_{cj}$ , quante sono le variabili della batteria che ne contiene il numero minore; cioè il numero massimo di relazioni canoniche che possono essere determinate sarà  $r = \min(p, q)$ .

Nel caso in esame, poiché le due batterie  $Z_1$  e  $Z_2$  contengono, rispettivamente, 7 e 27 variabili, il numero di correlazioni canoniche che si possono determinare è  $r = 7$ . Se si considerano i tre schieramenti Sinistra Centro e Destra, anziché i partiti politici, sarà tre il numero massimo di relazioni canoniche che si possono determinare,  $r = 3$ .

Nel caso che le due serie di variabili non siano tra loro interdipendenti, il valore della prima correlazione canonica sarà prossimo a zero ed, a maggior ragione, saranno prossimi a zero i valori delle successive correlazioni canoniche in quanto le correlazioni canoniche vengono determinate seguendo un ordine decrescente ( $R_{cj} < R_{ck}$  se  $j > k$ ).

Può, pertanto, verificarsi che non sia necessario determinare tutte le  $r$  correlazioni canoniche. Occorrerà fermarsi dopo la determinazione della  $k$ -esima correlazione canonica se le prime  $k$  correlazioni canoniche estraggono tutta la varianza comune alle due batterie di variabili.

Il test di Bartlett<sup>(2)</sup> permette di stabilire l'esistenza della interdipendenza tra due serie di variabili prima della estrazione della prima correlazione canonica sia l'esistenza della interdipendenza residua dopo ogni successiva estrazione.

Inoltre la media aritmetica dei quadrati delle correlazioni canoniche

$$\bar{R}_c^2 = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r R_{cj}^2$$

fornisce una misura dell'ammontare di varianza comune tra le due serie di variabili.  $\bar{R}_c^2$  varia tra zero ed uno. Assume il valore zero quando ogni colonna di  $Z_1$  è indipendente rispetto ad ogni colonna di  $Z_2$  ed il valore uno quando ogni colonna di  $Z_1$  è una combinazione lineare delle colonne di  $Z_2$  o viceversa.

(2) Il test di Bartlett:

$$\chi^2 = - [n - \frac{1}{2}(p + q + 1)] \log \lambda'$$

$$\text{con } \lambda' = \prod_{k=1}^r (1 - R_{c*}^2)$$

con  $k = n$ , di correlazioni canoniche estratte  
 $r = \min\{p, q\}$   
 ha una distribuzione chi — quadrato con  $(p - k)$  ( $q - k$ ) gradi di libertà. L'ipotesi da verificare è che le due serie di variabili siano indipendenti dopo la estrazione della  $k$ -esima correlazione canonica.

I vantaggi offerti dal metodo della correlazione canonica sono che:

- 1) vengono prese in considerazione, contemporaneamente, tutte le variabili delle due batterie  $Z_1$  e  $Z_2$ ;
- 2) le successive correlazioni canoniche estraggono parti di varianza comune tra loro indipendenti, che, cioè, non si sovrappongono, in quanto i successivi vettori  $a_j$  e  $b_j$  ( $j = 1, 2, \dots, r$ ) vengono determinati subordinatamente alla condizione di indipendenza con i vettori precedentemente individuati;
- 3) le relazioni esistenti tra le due batterie di variabili vengono descritte con un piccolo numero di valori.

#### b) Regressione multipla univariata e regressione multipla multivariata

La regressione multipla è uno strumento di larghissimo impiego nelle indagini ecologiche sul comportamento elettorale, molti dei lavori citati ne fanno uso. Essa viene utilizzata per analizzare la relazione esistente tra la percentuale di suffragi conseguita da un singolo partito e l'ambiente socio-economico

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} \dots + \beta_q x_{iq} + \epsilon_i \quad (3.)$$

dove:  $y_i$  è la quota di suffragi conseguita da un certo partito nello  $i$ -esimo comune,  $i = 1, 2, \dots, n$  (per  $n =$  numero di comuni considerati);  $x_{ij}$  è il valore assunto dallo  $j$ -esimo indicatore socio-economico nello  $i$ -esimo comune,  $j = 1, 2, \dots, q$  (con  $q =$  numero di indicatori considerati);  $\beta_j$  per  $j = 1, 2, \dots, q$ , è il coefficiente di regressione associato allo  $j$ -esimo indicatore socio-economico che ci dice di quanto varia in media la percentuale di suffragi conseguita dal partito politico  $J$  al variare di una unità del valore assunto dal corrispondente indicatore socio-economico. I coefficienti  $\beta_j$  sono, appunto, i parametri incogniti da determinare.  $\epsilon_i$  è, infine, l'errore che si commette nel sostituire la distribuzione empirica degli  $y_i$  con la distribuzione ottenuta da

$$\beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{ij} \quad (\text{per } i = 1, 2, \dots, n.)$$

Non tutte le variabili socio-economiche considerate vengono, però, utilizzate nella medesima regressione a causa delle interdipendenze tra queste esistenti.

In genere, si procede alla selezione di un certo numero di variabili indipendenti per ciascun singolo partito con il metodo della regressione *step-wise*<sup>(2)</sup>. Per cui, in pratica, ciascun partito viene regredito, separatamente.

(2) M. BARNINI, op. cit. (1976). V. FERRANTE, op. cit.  
 In genere, si crede che l'ordine di ingresso delle variabili nella regressione *step-*



mente, su un numero piuttosto limitato di variabili indipendenti diverse da partito a partito.

Effettuare tante regressioni separate quanti sono i partiti politici rappresenta una astrazione sia sul piano teorico (vedi § precedente) sia sul piano empirico. A nostro avviso si dovrebbe tener conto delle interdipendenze tra i partiti (\*) utilizzando, dopo aver selezionato le variabili esplicative da includere nella regressione, tecniche di stima multivariata (\*\*) e confrontare i parametri ottenuti dalla regressione simultanea con quelli ottenuti dalla regressione multipla univariata.

Data una serie di equazioni di regressione del tipo (3.), le cui variabili esplicative siano tra loro interdipendenti sul piano logico, l'idea che sta alla base della regressione multipla multivariata è che una parte della varianza delle diverse variabili dipendenti non spiegata dalle variabili indipendenti in ciascuna equazione sia spiegabile attraverso l'esistenza di una relazione tra le diverse variabili dipendenti. L'impiego della regressione multipla multivariata diviene, quindi, tanto più importante quanto più alta è la varianza residua delle regressioni effettuate.

Particolare importanza acquista, quindi, nello studio del comportamento elettorale dove parte di varianza spiegata dalla variabile dipendente elettorale dove parte di varianza spiegata dalla variabile dipendente elettorale dove parte di varianza spiegata dalla variabile dipendente

coincida con il contributo individuale delle variabili alla spiegazione della varianza della variabile dipendente; prima una variabile entra maggiore è il suo contributo. Questo non è, però, esatto. Se, ad esempio,  $X_1$  ed  $X_2$  sono due variabili indipendenti legate alla variabile dipendente  $Y$  da un coefficiente di correlazione binario, rispettivamente di 0,8533 e 0,8534, e legate tra loro da un coefficiente di correlazione di 0,995 e se  $X_2$  è la variabile indipendente che ha la più alta correlazione di regressione *step-wise* apparirà che  $X_2$  è molto importante per la spiegazione della varianza di  $Y$  e che  $X_1$  non lo è affatto, mentre in realtà  $X_1$  ed  $X_2$  danno lo stesso contributo. Situazioni analoghe si possono verificare a passi successivi della regressione *step-wise*.

È anche per questi motivi che la scelta delle variabili da includere nel nostro modello è stata basata oltre che sulla regressione *step-wise* sul metodo della correlazione canonica.

(\*) Anche senza far riferimento ad un modello logico ben preciso e rimanendo sul piano empirico, basta pensare, ad esempio, che la quota di suffragi del PCI è correlata negativamente con quella di tutti gli altri partiti politici in tutte e tre le consultazioni elettorali considerate 1953, 1963, 1972, ed in particolare modo con DC, MSI-DN e PSDI

	PCI		
	1953	1963	1972
DC	-0,83	-0,86	-0,88
PSDI	-0,24	-0,55	-0,44
MSI-DN	-0,57	-0,45	-0,40

(\*\*) H. THEIL, op. cit., p. 294 e segg. A. S. GOLDBERGER, *Econometric Theory*, Wiley & S., London 1964, p. 246-248.

dente, anche con un numero piuttosto elevato di variabili indipendenti (13-15), è dell'ordine del 50%.

Quanto più i residui delle diverse regressioni sono tra loro correlati, tanto più si modificano i coefficienti della regressione multivariata rispetto a quelli delle singole regressioni univariate. Nel caso di assoluta indipendenza tra i residui delle diverse regressioni i coefficienti di regressione ottenuti dalla regressione multivariata sono identici a quelli delle regressioni univariate. La stessa cosa si verificerebbe se nelle diverse equazioni figurassero gli stessi regressori.

Per quel che riguarda l'indagine descritta in questo lavoro, il modello esposto al paragrafo precedente comporta che le variabili indipendenti delle diverse equazioni di regressione sono identiche, ma esistono dei vincoli che legano tra loro i coefficienti di regressione delle diverse equazioni (\*\*):

$$\sum_{j=1}^q \beta_{jh} = 0 \quad (\text{vedi } \S \text{ precedente}).$$

Dal punto di vista strettamente metodologico, lo scopo di utilizzare procedure di stima vincolate è quello di migliorare l'efficienza delle stime servendosi di informazioni estranee alle equazioni di regressione (\*\*). Informazioni che possono consistere, come nel nostro caso, nella definizione di un modello interpretativo della realtà (vedi § precedente).

Esiste, inoltre, la possibilità di verificare per mezzo del test  $F$  la validità del vincolo  $\sum_{j=1}^q \beta_{jh} = 0$  (v. H. Theil: op. cit., pp. 313-314).

Tuttavia, la validità del test stesso è subordinata ad una serie di condizioni che, raramente, sono verificate nel campo sociale.

Anche la procedura di stima multivariata vincolata si fonda, come la procedura di stima multivariata non vincolata, sui residui delle diverse regressioni univariate, anche nel caso in cui le variabili indipendenti sono identiche per le diverse regressioni univariate.

Se i residui delle regressioni univariate sono tra loro completamente indipendenti, la procedura di stima vincolata diviene inefficace. Quanto meno i residui sono correlati, tanto minore è il guadagno di efficienza nella stima dei coefficienti di regressione.

Non riteniamo sia questa la sede appropriata per entrare nel merito degli aspetti metodologici inerenti alla correlazione canonica ed alla regressione multipla multivariata vincolata e non vincolata, ci siamo limitati, pertanto, ad esporre i principi sui quali poggiano questi strumenti rinviando, per un approfondimento dell'argomento, ai testi di econometria di Theil e Goldberger più volte citati.

(\*) H. THEIL, op. cit., pp. 312-317.

(\*\*) A. S. GOLDBERGER, op. cit., p. 255 e segg.

## 5. I risultati dell'analisi statistica

Come abbiamo già avuto modo di dire nei paragrafi precedenti, l'analisi è stata svolta, oltre che per i sette maggiori partiti italiani (vedi § 2) per tre raggruppamenti di questi partiti: Sinistra, Centro e Destra<sup>(28)</sup>, ed è a questa seconda analisi che, a nostro avviso, si deve attribuire maggior credito, sia perché un certo habitat socio-economico influisce più sull'orientamento politico che non sulla preferenza a votare un determinato partito, sia per la non idoneità delle indagini ecologiche ad evidenziare fatti non macroscopici.

La prima preoccupazione è stata quella di verificare se esistono o non esistono interdipendenze significative tra ambiente socio-economico e struttura elettorale della regione sulla base delle variabili scelte per descrivere i due fenomeni. Con il fermo proposito, in caso di risposta negativa, di non intraprendere la successiva indagine.

Il metodo della *correlazione canonica* applicato per le tre consultazioni elettorali considerate ha dato come risultato (vedi Tav. I) che la parte di varianza comune esistente tra variabili socio-economiche e variabili elettorali raggruppate (Sinistra, Centro e Destra) oscilla tra il 36% ed il 42% (vedi Tav. I) per gli anni 1953, 1963 e 1972.

Un risultato analogo si ottiene se si utilizzano i valori logaritmici anziché i valori naturali. Nel qual caso la percentuale di varianza comune tra le due serie di variabili è del 37% per il 1953 e del 36% per il 1963 e 1972. Inoltre, tutte le correlazioni canoniche che possono essere determinate in questo caso individuano, in base al test  $\chi^2$  quote significative di varianza comune alle due serie di variabili (vedi Tav. I).

La parte di varianza comune esistente tra variabili socio-economiche e variabili elettorali risulta, invece, essere più piccola se si utilizzano le variabili elettorali relative ai sette partiti politici, anziché agli schieramenti, sia per i valori naturali sia per i valori logaritmici (vedi Tav. II), essendo questa, per i tre anni, inferiore o al massimo uguale al 30%. Inoltre, solo le prime quattro (o cinque) correlazioni canoniche sono significative al livello di probabilità dell'1% (vedi Tav. II).

Siamo, ora, in grado di affermare che in Toscana i due fenomeni ambiente socio-economico e comportamento elettorale sono tra loro interdipendenti, anche se la misura di questa interdipendenza è piuttosto modesta in senso assoluto ma, trattandosi di fenomeni sociali, può essere considerata soddisfacente, almeno facendo riferimento agli schieramenti politici.

Come è stato detto al paragrafo 3, i pesi con i quali le variabili socio-economiche concorrono alla determinazione delle correlazioni cano-

<sup>(28)</sup> La Sinistra riunisce PCI e PSI, il Centro: DC, PSDI e PRI, la Destra: PLI e MSI-DN.

niche<sup>(29)</sup> sono stati utilizzati, insieme ai risultati delle regressioni *step-wise*<sup>(30)</sup> per individuare gli indicatori socio-economici da includere nel modello.

I due metodi suddetti indicano che le variabili socio-economiche che concorrono in modo preminente alla spiegazione della varianza delle variabili elettorali, sono quasi esattamente le stesse sia che si utilizzino i valori naturali delle variabili, sia che si utilizzino i valori logaritmici.

Come accennato al paragrafo 3, sono state utilizzate due diverse configurazioni del modello (1.) per l'analisi del comportamento elettorale. Una prima configurazione, che sarà denominata « configurazione A », contiene nove variabili indipendenti e rimane fissa per tutte e tre le consultazioni elettorali sia che si considerino come variabili dipendenti i partiti sia gli schieramenti politici. Una seconda configurazione, denominata « configurazione B », contiene tredici variabili indipendenti che, però, si rinnovano, parzialmente, in corrispondenza delle diverse consultazioni ed a seconda che le variabili dipendenti siano costituite dai partiti o dagli schieramenti politici, in modo da tener conto delle modificazioni nel contributo alla spiegazione della varianza delle variabili dipendenti.

Le Tab. III, IV e V dell'appendice riportano le stime vincolate dei coefficienti di regressione della configurazione A del modello (1.) nel caso in cui le variabili dipendenti sono costituite dagli schieramenti politici ed, a titolo di confronto, le relative stime non vincolate.

I valori dei coefficienti di regressione indicano la variazione percentuale della quota di suffragi conseguita da un certo schieramento per una variazione dell'1% di un indicatore socio-economico; ovvero l'elasticità della quota di suffragi rispetto ad un certo fattore socio-economico.

Il primo fatto che emerge dall'osservazione delle Tavv. III, IV e V, è la costante contrapposizione, con una sola eccezione, tra l'influenza esercitata da un certo fattore socio-economico sulle quote di suffragi della Sinistra e del Centro. Cioè, se all'aumentare di una variabile socio-economica, aumenta la quota di suffragi conseguita dalla Sinistra, diminuisce quella conseguita dal Centro e viceversa. Inoltre, nella grande maggioranza dei casi, la Destra o rimane pressoché costante al variare di una variabile socio-economica o si muove nella stessa direzione del Centro. Questi due fatti si verificano per tutte e tre le consultazioni del '53, '63 e '72.

Un altro fatto di una certa importanza è che al variare di un fattore socio-economico le quote di suffragi del Centro e della Sinistra si modificano, se prese separatamente, nella stessa direzione sia per il 1953 che

<sup>(29)</sup> Non sono state incluse le tavole relative ai pesi delle variabili nella correlazione canonica poiché estremamente ingombranti e di non facile lettura.

<sup>(30)</sup> La regressione *step-wise* è stata effettuata sia per ciascun schieramento, sia per ciascun partito politico sui valori naturali e sui valori logaritmici.

per il 1963 e 1972, mentre si registrano poche inversioni di segno per la Destra. Questa costanza di risultati assume una rilevante importanza se si pensa che le tre indagini sono distanziate nel tempo di 10 e 9 anni.

Le scelte politiche risultano, comunque, piuttosto rigide rispetto ai mutamenti dell'ambiente socio-economico in quanto i coefficienti di regressione risultano sensibilmente inferiori all'unità. Fanno eccezione i coefficienti delle variabili « % di popolazione residente non analfabeta » e « % di popolazione residente non assente all'estero » che risultano quasi sempre di gran lunga superiori all'unità. In particolare, secondo i risultati dell'indagine svolta sui dati relativi al 1953, al variare dell'1% della percentuale di popolazione residente non analfabeta la quota di suffragi della Sinistra si riduce dell'1,7% (rispetto alla quota totale di suffragi conseguita dalla Sinistra), mentre aumenta la quota conseguita dalla Destra e dal Centro, rispettivamente, dello 0,7% e dell'1%.

L'effetto negativo prodotto dalla istruzione sulla propensione a votare a sinistra è confermato dal coefficiente negativo della variabile « n° medio di anni di istruzione ». Tutto ciò è dovuto al fatto che la Sinistra ed, in particolare modo il PCI, ha i suoi punti di forza nei piccoli centri, nei comuni agricoli, dove, storicamente, è inferiore il livello di istruzione e dove, a causa anche del progressivo abbandono delle campagne da parte dei giovani, si è avuto un aumento relativo all'indice di analfabetismo rispetto ai grandi centri urbani. In particolare la provincia di Siena, roccaforte del PCI e zona agricola per eccellenza, ha un indice di analfabetismo sensibilmente maggiore della media regionale.

A conferma di questo, il coefficiente negativo relativo alla percentuale di popolazione residente non analfabeta si mantiene quasi costante tra il 1953 ed il 1963, mentre aumenta sensibilmente in valore assoluto tra il 1963 ed il 1972. Il coefficiente relativo al numero medio di anni di istruzione rimane, invece, quasi costante per i tre anni.

Tra la quota di suffragi spettanti alla Sinistra e la percentuale di popolazione residente non assente all'estero, esiste invece una relazione diretta che si mantiene tale per tutte e tre le consultazioni elettorali. Mentre si ha una relazione inversa di questo fattore socio-economico con il Centro e con la Destra, se si eccettua il valore positivo, ma piccolo in valore assoluto, assunto dal suddetto coefficiente per la Destra nel 1963.

Ciò concorda con quanto noto anche a livello nazionale, poiché nelle zone di emigrazione la forza della Sinistra è sempre stata molto più debole che altrove.

Nel 1953 ad una variazione dell'1% nella popolazione residente non assente all'estero, corrisponde una variazione positiva del 7% nella quota di suffragi spettante alla Sinistra, variazione che si distribuisce con segno negativo tra Destra e Centro. Si passa poi dal 7% del 1953, per la Sinistra, al 3,4% del 1963 e 1972 (vedi Tavv. III, IV e V).

Le Tavv. VI, VII e VIII riportano i risultati ottenuti, rispettivamente per il 1953, 1963 e 1972, applicando un modello con tredici variabili indipendenti che si rinnovano parzialmente da una consultazione alla successiva (configurazione B).

Non è, ovviamente, possibile, per ragioni di spazio, come non lo era per le tavole precedenti, commentare i risultati dei coefficienti ottenuti per ciascun singolo indicatore socio-economico che, pure, si presterebbero ad interessanti interpretazioni.

Ci limiteremo ad osservare che anche cambiando la lista dei regressori i risultati rimangono sostanzialmente invariati per quella parte di regressori che sono presenti in entrambi i modelli per ciascuna consultazione.

In particolare, per il 1953 (Tav. VI) i valori dei coefficienti rimangono sostanzialmente immutati non solo nel segno ma anche nella dimensione.

Si confrontino, ad esempio, i coefficienti relativi alla « percentuale di popolazione residente non analfabeta » ed alla « percentuale di popolazione residente non assente all'estero ». Per quanto riguarda, invece, la « percentuale di popolazione residente in condizione professionale », pur mantenendo lo stesso segno nei confronti di ciascuno dei tre schieramenti politici, passa da una situazione di anelasticità per la configurazione A ad una situazione di elasticità per la configurazione B.

Questo significa che, mentre nella configurazione A ad una variazione positiva della « percentuale di popolazione residente in condizione professionale » corrispondeva una variazione positiva men che proporzionale nella quota di suffragi ottenuta dalla Sinistra ed una variazione negativa men che proporzionale per il Centro, nella configurazione B si hanno in entrambi i casi, variazioni più che proporzionali, rimanendo inalterati i segni delle variazioni.

Nel 1963 (Tav. VII) si deve sottolineare il fatto che i coefficienti relativi alla « percentuale di popolazione residente non analfabeta » diminuiscono passando da una situazione di forte elasticità per la configurazione A ad una situazione di rigidità per la configurazione B, con una inversione nel segno del coefficiente relativo alla Destra.

Si ha, però, contemporaneamente, una modificazione inversa dei coefficienti relativi al « n° medio di anni di istruzione » passando questo da una situazione di rigidità nella configurazione A ad una situazione di elasticità nella configurazione B, per cui si giunge, in pratica, alle stesse conclusioni per i due modelli.

Nel 1972 (Tav. VIII) i coefficienti associati alle stesse variabili socio-economiche sono del tutto simili per dimensione e segno nelle due configurazioni; fa eccezione il coefficiente associato alla variabile « percentuale di popolazione residente dai 35 ai 65 anni » per il quale si hanno segni

invertiti passando dalla configurazione A alla configurazione B, ma si tratta di coefficienti molto prossimi a zero che mettono in evidenza in entrambi i casi una completa rigidità delle tre variabili elettorali rispetto a questa variabile socio-economica.

I valori del test F riportati nelle Tavv. da III a VIII indicano che l'ipotesi dell'esistenza di un vincolo che lega tra loro i coefficienti delle diverse equazioni:

$$\sum_{h} \beta_{jh} = 0 \text{ per } j = 1, 2, \dots, q \text{ (vedi } \S \text{ precedente).}$$

può, nella maggior parte dei casi, essere accettata.

Tuttavia la validità del test è condizionata ad una serie di ipotesi che difficilmente sono verificate nel campo sociale<sup>(31)</sup>, per cui è consigliabile non fare troppo affidamento su questo risultato.

L'applicazione del modello con nove variabili indipendenti porta ai risultati delle Tavv. IX/XI, se si utilizzano come variabili dipendenti i singoli partiti politici, anziché gli schieramenti. Per quel che riguarda i due maggiori partiti: DC e PCI, come era da attendersi, i risultati sono analoghi a quelli ottenuti, rispettivamente, per il Centro e la Sinistra, applicando la configurazione A del modello per gli schieramenti politici. Per gli altri partiti il valore dei coefficienti si modifica, in linea di massima, da un decennio al successivo non solo nella dimensione ma anche nel segno.

Esistono, comunque, delle eccezioni. Ad esempio, per il PRI dal 1953 al 1963 i coefficienti di regressione conservano gli stessi segni ed approssimativamente la stessa dimensione.

Certo è che l'interpretazione dei risultati ottenuti per i partiti diviene molto più ardua che non per quelli ottenuti lavorando sugli schieramenti politici. Come abbiamo già avuto modo di dire, in questo caso perdono gran parte della loro validità sia il modello presentato in queste pagine, sia le indagini ecologiche in genere.

Infine le Tavv. XII, XIII e XIV contengono i risultati dell'applicazione del modello nella configurazione B sulle quote di suffragi conseguite dai singoli partiti. Valgono in questo caso le stesse osservazioni fatte per i risultati dell'applicazione della configurazione A del modello.

## 6. Conclusioni

Il principale fattore innovativo di questo lavoro rispetto alle precedenti indagini ecologiche sul comportamento elettorale è costituito dall'impiego, per lo studio delle interdipendenze tra comportamento elettorale e ambiente socio-economico, di un modello pluri-equazionale che considera tutti i partiti politici (o schieramenti) simultaneamente. Detto mo-

<sup>(31)</sup> H. THEIL, op. cit., pp. 313-314.

dello ipotizza la esistenza di un vincolo lineare che lega i coefficienti di regressione riferentisi alla stessa variabile socio-economica, nelle diverse equazioni di regressione, stabilendo che la somma degli effetti di un certo fattore socio-economico sulle percentuali di voti conseguite dai singoli partiti è uguale a zero.

Altro fatto del quale, almeno per quanto ci consta, non esistono precedenti è l'adozione di una funzione di tipo doppio-logaritmico per descrivere la relazione esistente tra quote di suffragi e fattori socio-economici.

I coefficienti di regressione assumono, pertanto, nel nostro modello il significato di elasticità delle quote di suffragi attribuite ai singoli partiti (o schieramenti politici) rispetto ai singoli indicatori socio-economici. Ovviamente, non è possibile attribuire ai valori ottenuti per l'elasticità lo stesso significato che si attribuisce loro nei modelli econometrici, in quanto nel caso in esame si tratta, sia per quanto riguarda le variabili dipendenti che per quanto riguarda le variabili indipendenti, di fattori strutturali che possono essere modificati solo in tempi lunghissimi.

Prima di procedere alla applicazione del modello è stata appurata, con il metodo della correlazione canonica, l'esistenza di significative interdipendenze tra comportamento elettorale e ambiente socio-economico della Toscana.

I risultati ottenuti indicano, salvo pochissime eccezioni, una forte rigidità delle variabili elettorali nei confronti delle variabili socio-economiche quando si utilizzano come variabili dipendenti gli schieramenti politici.

Appare, inoltre, evidente la contrapposizione fra la « sinistra », da un lato, ed il « Centro » e la « Destra », dall'altro. Come pure appare evidente la contrapposizione tra DC e PCI, quando si usano come variabili dipendenti i singoli partiti politici.

I risultati si mantengono stabili, quando le variabili indipendenti sono rappresentate dagli schieramenti politici, soprattutto per il Centro e la Sinistra, sia per le tre diverse epoche considerate sia cambiando la lista dei regressori passando, cioè, dalla configurazione A alla configurazione B del modello.

Questa stabilità di risultati si riscontra anche utilizzando come variabili dipendenti i singoli partiti, limitatamente, però ai due maggiori partiti DC e PCI, mentre per gli altri si hanno sensibili variazioni dei coefficienti di regressione.

Tutto ciò sembra confermare la tesi che la validità delle indagini ecologiche sul comportamento elettorale si riduca a mano a mano che si riduce il livello di aggregazione delle variabili utilizzate.

Inoltre, la presente indagine, come tutte le indagini ecologiche finora compiute di cui siamo a conoscenza, attribuisce lo stesso peso a tutte le unità territoriali della stessa categoria amministrativa, indipendentemente dalla dimensione dell'unità stessa. Ciò è, senza dubbio, un grosso incon-

veniente, poiché porta a collocare sullo stesso piano entità territoriali di ampiezza demografica molto diversa. Sarebbe, pertanto, opportuno utilizzare metodi di analisi che permettano di attribuire pesi diversi alle singole unità.

Per la soluzione di questo come di altri problemi inerenti lo studio del comportamento elettorale potrebbe essere utile mutare con le opportune cautele e modifiche strumenti in uso nel campo econometrico, essendo questa disciplina molto avanzata nello studio delle interdipendenze tra variabili statistiche. Operazione della quale il modello da noi utilizzato nel presente lavoro costituisce un esempio.

#### SOMMARIO

Le indagini ecologiche sul comportamento elettorale, delle quali fa parte il presente lavoro, hanno, secondo l'Autore, una validità limitata, che è tanto più elevata quanto più alto è il livello di aggregazione a cui l'indagine viene svolta. Sono state, pertanto, effettuate due analisi parallele. Nella prima il comportamento elettorale è descritto dalle quote di suffragi attribuite ai sette maggiori partiti politici nazionali, che erano presenti nei comuni della Toscana per tutte le consultazioni considerate: DC, PCI, PSI, PSDI, PRI, PLI e MSI-DN. Nella seconda il comportamento elettorale è descritto dalle quote di suffragi conseguite dai tre schieramenti « sinistra », « centro » e « destra » che raggruppano rispettivamente: PCI e PSI; DC, PSDI e PRI; PLI e MSI-DN. Ed è a questa seconda analisi che viene attribuito maggior credito.

Lo studio delle relazioni tra comportamento elettorale ed ambiente socio-economico deve considerare contemporaneamente da un lato, tutti i partiti politici (o schieramenti), dall'altro, i fattori socio-economici che si ritiene influiscano sulle scelte elettorali. Coerentemente con questo assunto, viene verificata l'esistenza di significative interdipendenze tra comportamento elettorale e ambiente socio-economico in Toscana, col metodo della correlazione canonica, in corrispondenza delle elezioni della Camera dei Deputati del 1953, 1963 e 1972.

Dette interdipendenze vengono, quindi, analizzate mediante l'impiego di un modello pluri-equazionale in cui la forma della relazione che lega i singoli partiti politici (o schieramenti) ai fattori socio-economici considerati è supposta essere di tipo doppio-logaritmico e le equazioni, tante quanti sono i singoli partiti (o schieramenti), sono legate tra loro da un vincolo lineare secondo il quale la somma dei coefficienti di regressione delle diverse equazioni che si riferiscono allo stesso indicatore socio-economico deve essere uguale a zero.

Ciò equivale a stabilire che la somma degli effetti di un certo fattore socio-economico sulla propensione a votare per i vari partiti politici deve essere uguale a zero e questo perché se un certo fattore spinge un elettore a votare per un certo partito, contemporaneamente, lo spinge a non votare per tutti gli altri, trattandosi di scelte incompatibili.

I risultati ottenuti dall'impiego del suddetto modello, mostrano, salvo poche eccezioni, una rigidità delle scelte elettorali rispetto ai fattori socio-economici.

Detti risultati si mantengono stabili nel tempo, quando la descrizione del comportamento elettorale è effettuata per mezzo degli schieramenti politici; mentre sono molto più instabili, quando si utilizzano i singoli partiti politici, seppure resi contemporaneamente ad eccezione dei risultati ottenuti per i due maggiori partiti DC e PCI.

TAV. I - Correlazione canonica tra schieramenti politici e indicatori socio-economici.

Valori naturali		Valori logaritmici	
Correlazione canonica al quadrato $R_c^2$	Test $\chi^2$	Test $\chi^2$	Test $\chi^2$
			gradi di libertà
			gradi di libertà
1953			
0,640	401,3	0,641	414,9
0,246	131,1	0,297	143,6
0,192	56,3	0,174	50,5
	$\bar{R}_c^2 = 0,359$		$\bar{R}_c^2 = 0,371$
1963			
0,584	442,6	0,565	386,5
0,462	210,6	0,369	166,0
0,162	46,7	0,154	44,3
	$\bar{R}_c^2 = 0,402$		$\bar{R}_c^2 = 0,362$
1972			
0,656	470,2	0,579	387,4
0,365	187,9	0,333	158,8
0,226	67,6	0,177	51,6
	$\bar{R}_c^2 = 0,416$		$\bar{R}_c^2 = 0,362$

TAV. II - Correlazione canonica tra partiti politici e indicatori socio-economici.

Correlazione canonica al quadrato $R_c^2$	Valori naturali		Valori logaritmici	
	Test $\chi^2$	gradi di libertà	Correlazione canonica al quadrato $R_c^2$	Test $\chi^2$
0,653	640,6	189	0,668	677,4
0,421	362,4	156	0,482	388,0
0,227	218,7	125	0,220	215,4
0,182	151,2	96	0,196	150,1
0,158	*98,4	69	0,151	*92,9
0,132	53,4*	44	0,120	49,8*
0,060	16,2*	21	0,060	16,1*
				$\bar{R}_c^2 = 0,262$
0,657	741,7	189	0,627	741,4
0,590	460,8	156	0,554	482,5
0,270	226,5	125	0,334	270,7
0,183	144,1	96	0,208	163,9
0,136	*91,1	69	0,174	102,8
0,109	52,9*	44	0,109	52,7*
0,082	22,6*	21	0,082	22,5*
				$\bar{R}_c^2 = 0,277$
0,674	737,1	189	0,638	682,4
0,568	443,0	156	0,554	415,8
0,250	222,5	125	0,199	203,7
0,202	147,0	96	0,178	145,5
0,143	87,9*	69	0,162	*93,9
0,098	47,3*	44	0,097	47,7*
0,074	20,1*	21	0,077	21,0*
				$\bar{R}_c^2 = 0,272$

\* I valori del test  $\chi^2$  contrassegnati a destra da un asterisco non sono significativi al livello di probabilità del 5%, quelli contrassegnati da un asterisco alla loro sinistra lo sono al livello di probabilità del 5%, ma non al livello di probabilità dell'1%, quelli non contrassegnati da alcun asterisco sono significativi al livello di probabilità dell'1%.

TAV. III - 1953 Stime dei coefficienti di regressione della equazione  $\log y_{1t} = \beta_{0t} + \beta_{1t} \log x_{1t} + \epsilon_{1t}$

Variabili indipendenti	Stime non vincolate			Stime vincolate		
	Sinistra	Centro	Destra	Sinistra	Centro	Destra
Intercetta	-32,530 (9,06)*	29,937 (6,90)	56,390 (14,93)	25,506 (8,67)	24,332 (6,589)	10,308 (6,664)
4 n°, medio di addetti per unità locale nella industria manifatt.	0,091 (0,037)	-0,029 (0,028)	-0,080 (0,06)	0,088 (0,035)	-0,027 (0,027)	-0,061 (0,027)
8 n°, medio di anni di istruz.	-0,887 (0,425)	0,602 (0,324)	3,003 (0,701)	0,460 (0,407)	0,261 (0,309)	0,199 (0,313)
9 % pop. residente in cond. professionale	1,031 (0,227)	-0,896 (0,173)	-1,333 (0,374)	0,843 (0,217)	-0,745 (0,165)	-0,098 (0,167)
11 % di lav. dip. su pop. attiva	0,277 (0,101)	-0,207 (0,077)	-0,320 (0,166)	0,237 (0,096)	-0,175 (0,073)	-0,062 (0,074)
13 % di abitaz. in proprietà	-0,148 (0,060)	0,155 (0,045)	0,306 (0,098)	-0,099 (0,057)	0,116 (0,043)	-0,017 (0,044)
15 n°. medio di stanze per occupante	-0,525 (0,156)	0,484 (0,119)	-0,046 (0,257)	-0,539 (0,149)	0,495 (0,113)	0,044 (0,114)
19 % pop. residente non assente all'estero	8,295 (1,715)	-5,274 (1,307)	-10,004 (2,827)	7,197 (1,641)	-4,398 (1,247)	-2,799 (1,261)
26 % pop. tra i 35 e 65 anni	0,200 (0,136)	-0,197 (0,103)	0,009 (0,223)	0,202 (0,130)	-0,199 (0,099)	-0,003 (0,100)
Coefficiente di correlazione multipla	0,709	0,688	0,582	0,711	0,711	0,711
D.W.	1,389	1,365	1,734	1,389	1,389	1,389

\* I valori tra parentesi sono gli errori standard dei singoli coefficienti di regressione.

TAV. IV - 1963 Stime dei coefficienti di regressione della equazione  $\log Y_{in} = \beta_{0n} + \sum_{i=1}^p \beta_{in} \log X_{i1} + \epsilon_{in}$

Variabili dipendenti	Stime non vincolate			Stime vincolate		
	Sinistra	Centro	Destra	Sinistra	Centro	Destra
Intercetta	-7,378 (6,45)	18,484 (6,34)	15,331 (8,86)	-5,930 (6,29)	16,399 (6,29)	-1,191 (3,626)
4 n°. medio di addetti per unità locale nella industria Manifatt.	0,084 (0,030)	-0,039 (0,029)	-0,019 (0,041)	0,087 (0,029)	-0,042 (0,029)	-0,045 (0,017)
5 % pop. non analfabeta	-1,548 (0,874)	1,574 (0,859)	-0,550 (1,201)	1,592 (0,853)	1,638 (0,853)	-0,046 (0,491)
8 n°. medio di anni di istruzione	-0,771 (0,388)	0,128 (0,382)	2,938 (0,534)	-0,577 (0,379)	-0,151 (0,379)	0,728 (0,218)
9 % pop. residente in cond. professionale	0,503 (0,167)	-0,656 (0,164)	-0,854 (0,229)	0,418 (0,163)	-0,534 (0,163)	0,116 (0,094)
11 % di lav. dipendenti su pop. attiva	0,134 (0,086)	-0,123 (0,085)	-0,492 (0,119)	0,093 (0,084)	-0,065 (0,084)	-0,028 (0,048)
13 % di abitaz. in proprietà	-0,134 (0,078)	0,156 (0,076)	-0,057 (0,107)	-0,137 (0,076)	0,161 (0,076)	-0,023 (0,044)
15 n°. medio di stanze per occupante	-0,504 (0,183)	0,390 (0,180)	0,406 (0,252)	-0,479 (0,179)	0,355 (0,179)	0,124 (0,103)
19 % pop. residente non assente all'estero	3,616 (1,007)	-4,133 (0,990)	-1,939 (1,384)	3,408 (0,982)	-3,843 (0,982)	0,420 (0,566)
26 % pop. tra i 35 e 65 anni	0,217 (0,120)	-0,196 (0,118)	-0,399 (0,165)	0,185 (0,117)	-0,150 (0,117)	-0,509 (0,068)
$F = 3,35$						
gl 2 = 810      gl 1 = 9						

TAV. V - 1972 Stime coefficienti di regressione della equazione  $\log Y_{in} = \beta_{0n} + \sum_{i=1}^p \beta_{in} \log X_{i1} + \epsilon_{in}$

Variabili dipendenti	Stime non vincolate			Stime vincolate		
	Sinistra	Centro	Destra	Sinistra	Centro	Destra
Intercetta	-3,462 (11,62)	3,557 (11,92)	49,929 (18,79)	3,115 (11,05)	-3,464 (11,30)	9,529 (5,90)
4 n°. medio di addetti per unità locale nella ind. manifatt.	-0,047 (0,029)	0,073 (0,03)	0,041 (0,047)	-0,036 (0,027)	0,062 (0,028)	-0,025 (0,015)
5 % pop. non analfabeta	-2,947 (0,763)	3,727 (0,782)	0,948 (1,233)	-2,669 (0,725)	3,430 (0,741)	-0,761 (0,387)
8 n°. medio di anni di istruzione	-0,474 (0,213)	0,239 (0,219)	1,101 (0,345)	-0,335 (0,203)	0,091 (0,207)	0,244 (0,108)
9 % pop. residente in cond. professionale	0,186 (0,157)	-0,332 (0,161)	-0,583 (0,253)	0,068 (0,149)	-0,207 (0,152)	0,138 (0,079)
11 % di lavoratori dipend. su pop. attiva	0,161 (0,090)	-0,183 (0,093)	-0,823 (0,146)	0,025 (0,086)	-0,038 (0,088)	0,013 (0,046)
13 % abitazioni in proprietà	-0,572 (0,110)	0,599 (0,112)	-0,364 (0,177)	-0,627 (0,104)	0,657 (0,107)	-0,030 (0,056)
15 n°. medio di stanze per occupante	-0,522 (0,183)	0,320 (0,188)	0,422 (0,296)	-0,487 (0,174)	0,282 (0,178)	0,205 (0,093)
19 % pop. residente non assente all'estero	4,872 (2,344)	-3,793 (2,403)	-10,300 (3,790)	3,387 (2,229)	-2,208 (2,279)	-1,179 (1,189)
26 % pop. tra i 35 e 65 anni	0,039 (0,042)	-0,075 (0,043)	-0,034 (0,068)	0,028 (0,040)	-0,063 (0,041)	0,035 (0,021)
$F = 3,43$						
gl 2 = 810      gl 1 = 9						

TAV. VI - 1953 Stime dei coefficienti di regressione della equazione  $\log y_{in} = \beta_{0n} + \sum \beta_{1n} \log X_{1n} + \epsilon_{in}$

Variabili dipendenti	Stime non vincolate			Stime vincolate		
	Sinistra	Centro	Destra	Sinistra	Centro	Destra
Intercetta	-29,264 (8,88)	28,593 (6,65)	58,118 (14,86)	-21,890 (8,44)	21,780 (6,23)	9,244 (6,66)
3 % addetti industria manifatt. su addetti industria	-0,053 (0,042)	0,078 (0,031)	0,042 (0,07)	-0,043 (0,040)	0,068 (0,029)	-0,025 (0,031)
4 n°. medio di addetti per unità locale manifattur.	0,121 (0,039)	-0,082 (0,029)	-0,083 (0,065)	0,114 (0,037)	-0,075 (0,086)	-0,039 (0,028)
5 % di pop. residente non analfabeta	-1,864 (0,535)	0,664 (0,400)	0,697 (0,894)	-1,940 (0,508)	0,735 (0,375)	1,205 (0,401)
6 % di pop. residente con tit. di scuola media sup.	-0,035 (0,051)	-0,024 (0,038)	0,464 (0,085)	0,026 (0,152)	-0,081 (0,035)	0,055 (0,038)
9 % di pop. residente in condizione prof.	1,749 (0,277)	-1,541 (0,208)	-2,152 (0,464)	1,453 (0,263)	-1,267 (0,194)	-0,186 (0,208)
11 % di lavoratori dipend. su pop. attiva	0,342 (0,107)	-0,250 (0,080)	-0,239 (0,179)	0,320 (0,101)	-0,230 (0,075)	-0,090 (0,080)
12 % di donne lavoratrici dipend. su pop. attiva	-0,174 (0,049)	0,166 (0,037)	0,077 (0,082)	-0,164 (0,047)	0,156 (0,034)	0,008 (0,037)
15 n°. medio di stanze per occupante	-0,404 (0,157)	0,357 (0,117)	-0,013 (0,262)	-0,413 (0,149)	0,366 (0,110)	0,047 (0,118)
17 Rapporto percentuale tra pop. presente e pop. residente	0,808 (0,598)	-1,553 (0,448)	0,074 (1,00)	0,706 (0,568)	-1,458 (0,420)	0,752 (0,449)
19 % pop. residente non assente all'estero	6,522 (1,973)	-3,039 (1,477)	-11,460 (3,30)	5,305 (1,873)	-1,915 (1,384)	-3,390 (1,480)
21 % pop. addetta agr. caccia e pesca su pop. attiva	-0,032 (0,053)	-0,036 (0,039)	0,236 (0,088)	-0,006 (0,050)	-0,059 (0,037)	0,066 (0,039)
22 % pop. add. costruz. gas luce acqua	-0,117 (0,036)	0,055 (0,027)	0,108 (0,060)	-0,110 (0,034)	0,049 (0,025)	0,061 (0,027)
26 % pop. compresa tra 35 e 65 anni	0,195 (0,134)	-0,193 (0,100)	0,052 (0,223)	0,203 (0,127)	-0,201 (0,094)	-0,002 (0,100)
D.W.	0,742	0,726	0,609			
Coefficiente di correlazione multipla	1,47	1,545	1,724			
F	3,31					
gl 2 = 798						
gl 1 = 13						

TAV. VII - 1963 Stime dei coefficienti di regressione della equazione  $\log y_{in} = \beta_{0n} + \sum \beta_{1n} \log X_{1n} + \epsilon_{in}$

Variabili dipendenti	Stime non vincolate			Stime vincolate		
	Sinistra	Centro	Destra	Sinistra	Centro	Destra
Intercetta	-7,093 (7,039)	18,067 (6,940)	13,915 (9,36)	-5,382 (6,794)	15,431 (6,602)	-0,770 (3,990)
1 n°. addetti industria per 1000 abitanti	0,084 (0,032)	-0,064 (0,032)	0,084 (0,043)	0,095 (0,031)	-0,081 (0,030)	-0,014 (0,018)
5 % pop. residente non analfabeta	-0,217 (0,933)	0,494 (0,920)	-1,128 (1,241)	-0,311 (0,901)	0,638 (0,875)	-0,327 (0,529)
7 % pop. residente con laurea	0,108 (0,047)	-0,066 (0,046)	-0,008 (0,062)	0,111 (0,045)	-0,072 (0,044)	-0,039 (0,027)
8 Grado medio di istruzione in anni	-2,032 (0,546)	1,305 (0,538)	2,523 (0,726)	-1,835 (0,527)	1,002 (0,512)	0,834 (0,310)
9 % pop. residente in condiz. professionale	0,237 (0,185)	-0,461 (0,182)	-0,200 (0,246)	0,191 (0,179)	-0,390 (0,173)	0,199 (0,105)
10 % pop. attiva nel settore secondario	0,030 (0,050)	0,004 (0,049)	-0,365 (0,066)	-0,006 (0,048)	0,060 (0,047)	-0,053 (0,028)
13 % abitaz. in propria	-0,107 (0,080)	0,130 (0,079)	0,081 (0,106)	-0,096 (0,077)	0,112 (0,075)	-0,016 (0,045)
14 n°. medio stanze per abitazione	0,170 (0,177)	-0,107 (0,174)	-0,480 (0,235)	0,125 (0,171)	-0,036 (0,166)	-0,088 (0,100)
15 n°. medio stanze per occupante	-0,567 (0,187)	0,402 (0,184)	0,720 (0,248)	-0,506 (0,180)	0,309 (0,175)	0,197 (0,106)
16 % abitaz. sprovviste di servizi igienici	-0,025 (0,011)	0,021 (0,011)	-0,003 (0,015)	-0,026 (0,011)	0,022 (0,010)	0,004 (0,006)
19 % pop. residente non assente all'estero	2,942 (1,079)	-3,597 (1,064)	-1,667 (1,435)	2,688 (1,041)	-3,205 (1,012)	0,517 (0,612)
23 % pop. attiva nel settore terziario	0,050 (0,062)	-0,119 (0,062)	0,289 (0,083)	0,074 (0,060)	-0,156 (0,058)	0,083 (0,035)
26 % pop. residente dai 35 ai 65 anni	0,102 (0,127)	-0,057 (0,126)	-0,623 (0,169)	0,039 (0,123)	0,040 (0,119)	-0,079 (0,072)
D.W.	0,660	0,634	0,638			
Coefficiente di correlazione multipla	1,430	1,400	1,874			
F	3,21					
gl 2 = 798						
gl 1 = 13						



TAV. VIII - 1972 Stime dei coefficienti di regressione della equazione  $\log y_{in} = \beta_{0a} + \sum_{j=1}^I \beta_{ja} \log x_{j1} + \epsilon_{in}$

Variabili indipendenti	Stime non vincolate			Stime vincolate		
	Sinistra	Centro	Destra	Sinistra	Centro	Destra
Intercetta	-2,279 (11,244)	7,018 (11,78)	33,069 (19,392)	2,183 (11,06)	4,844 (6,08)	-0,015 (0,015)
4 n° medio di addetti per un locale	-0,093 (0,028)	0,108 (0,029)	0,060 (0,048)	-0,081 (0,026)	0,096 (0,027)	-0,264 (0,398)
5 % pop. non analfabeta su pop. residente	-4,064 (0,738)	4,373 (0,773)	2,869 (1,274)	3,572 (0,695)	3,837 (0,726)	-0,078 (0,395)
6 % pop. con tit. di scuola media sup.	0,404 (0,065)	-0,327 (0,068)	-0,140 (0,113)	0,395 (0,062)	-0,317 (0,064)	-0,078 (0,395)
7 % laureati	-0,133 (0,038)	0,129 (0,040)	0,146 (0,065)	-0,111 (0,035)	0,105 (0,037)	0,006 (0,020)
8 n° medio di anni di istruzione	-1,001 (0,250)	0,684 (0,261)	0,648 (0,431)	-0,950 (0,235)	0,628 (0,246)	0,322 (0,135)
9 % pop. in condizione professionale	0,367 (0,156)	-0,528 (0,163)	-0,389 (0,268)	0,282 (0,146)	-0,435 (0,153)	0,153 (0,084)
10 % pop. attiva nel settore secondario	0,184 (0,064)	-0,104 (0,067)	-0,154 (0,111)	0,173 (0,060)	-0,091 (0,063)	-0,082 (0,035)
11 % laureati dipendenti	0,206 (0,112)	-0,266 (0,117)	-0,635 (0,193)	0,098 (0,105)	-0,149 (0,111)	0,051 (0,060)
13 % abitazioni in proprietà	-0,527 (0,105)	0,540 (0,110)	-0,217 (0,181)	-0,559 (0,098)	0,575 (0,103)	-0,016 (0,057)
16 % abitaz. senza servizi igienici	-0,023 (0,012)	0,024 (0,013)	0,009 (0,021)	-0,022 (0,011)	0,023 (0,012)	-0,001 (0,006)
19 % pop. residente non assente all'estero	5,337 (2,229)	-4,826 (2,334)	-8,564 (3,843)	4,091 (2,099)	-3,466 (2,193)	-0,625 (1,204)
23 % pop. addetta settore terziario su pop. attiva	0,091 (0,050)	-0,122 (0,053)	0,133 (0,087)	0,107 (0,047)	-0,139 (0,049)	0,032 (0,027)
26 % pop. dai 35 ai 65 anni	-0,011 (0,061)	0,008 (0,064)	-0,195 (0,106)	-0,042 (0,057)	0,041 (0,060)	0,001 (0,033)
Coefficiente di correlazione multipla						
	0,712	0,693	0,582	F = 3,02		
	1,659	1,592	1,875	R <sup>2</sup> 1 = 13		
				R <sup>2</sup> 2 = 798		

TAV. IX - 1953 Stime vincolate dei coefficienti di regressione della equazione  $\log y_{in} = \beta_{0a} + \sum_{j=1}^I \beta_{ja} \log x_{j1} + \epsilon_{in}$

Variabili indipendenti	Variabili dipendenti			Variabili indipendenti		
	DC	PCI	PSI	PSDI	PMI	PLI
Intercetta	37,321 (8,000)	-41,893 (11,693)	-12,988 (12,357)	-3,276 (14,832)	-21,776 (20,971)	11,818 (16,98)
4 n° medio di addetti per un locale nella industria manifatt.	-0,023 (0,032)	0,152 (0,047)	0,043 (0,050)	0,126 (0,059)	-0,148 (0,085)	-0,105 (0,068)
5 % pop. non analfabeta	0,014 (0,680)	-1,511 (0,095)	-1,280 (1,052)	0,257 (1,262)	4,356 (1,785)	-2,25 (1,445)
8 n° medio di anni di istruzione	0,628 (0,375)	-0,928 (0,549)	-0,665 (0,580)	0,340 (0,696)	-1,129 (0,985)	0,457 (0,797)
9 % pop. residente in cond. professionale	-0,90 (0,200)	1,045 (0,292)	0,785 (0,309)	0,682 (0,371)	-0,842 (0,525)	0,053 (0,425)
11 % di lavoratori dipendenti su pop. attiva	-0,240 (0,088)	0,341 (0,130)	0,074 (0,137)	-0,05 (0,165)	0,111 (0,233)	-0,019 (0,189)
13 % abitaz. in prop.	0,152 (0,052)	-0,242 (0,076)	-0,014 (0,081)	-0,004 (0,097)	0,21 (0,138)	-0,429 (0,111)
15 n° medio di stanze per occupante	0,725 (0,137)	-0,576 (0,200)	-0,347 (0,212)	0,428 (0,255)	-0,718 (0,360)	0,039 (0,292)
19 % pop. residente non assente all'estero	-6,539 (1,514)	10,489 (2,213)	4,039 (2,339)	0,092 (2,808)	1,136 (3,97)	-0,078 (3,214)
26 % pop. fra i 35 e 65 anni	-0,263 (0,119)	0,152 (0,175)	0,132 (0,185)	-0,061 (0,222)	0,264 (0,314)	-0,225 (0,254)
						0,001 (0,231)
						9,138 (2,924)
						0,528 (0,265)
						0,328 (0,101)
						-0,219 (0,172)
						-0,824 (0,387)
						-1,295 (0,725)
						0,415 (1,314)
						-0,046 (0,062)
						42,447 (15,444)

TAV. X - 1963 Stime vincolate dei coefficienti di regressione della equazione  $\log y_{in} = \beta_{0n} + \sum_{i=1}^I \beta_{in} \log X_{i1} + \epsilon_{in}$

Variabili dipendenti		DC	PCI	PSI	PSDI	PRI	PLI	MSI-DN
Intercetta								
4 n° medio di addetti per un locale nella industria manifatt.	-0,043 (0,032)	0,100 (0,044)	0,051 (0,035)	0,009 (0,042)	-0,118 (0,064)	0,034 (0,043)	-0,033 (0,048)	20,344 (10,526)
5 % pop. non analfabeta	0,964 (0,956)	-2,768 (1,289)	-0,059 (1,063)	3,251 (1,234)	3,309 (1,881)	-2,672 (1,283)	-2,024 (1,427)	0,815 (0,634)
8 n° medio di anni di istruzione	0,165 (0,425)	-0,635 (0,573)	-0,880 (0,472)	0,152 (0,549)	-2,411 (0,836)	2,795 (0,570)	0,165 (0,634)	0,300 (0,272)
9 % pop. residente in cond. professionale	-0,557 (0,182)	0,511 (0,246)	0,221 (0,203)	-0,068 (0,235)	-0,568 (0,359)	0,430 (0,244)	0,030 (0,272)	0,149 (0,141)
11 % di lavoratori dipendenti su pop. attiva	0,098 (0,095)	0,212 (0,127)	-0,144 (0,105)	-0,114 (0,122)	0,438 (0,186)	-0,444 (0,127)	0,149 (0,141)	0,205 (0,127)
13 % abitaz. in prop.	0,147 (0,085)	-0,208 (0,114)	-0,073 (0,094)	0,170 (0,11)	0,213 (0,167)	-0,453 (0,114)	0,205 (0,127)	0,730 (0,299)
15 n° medio di stanze per occupante	0,574 (0,200)	-0,656 (0,270)	-0,380 (0,223)	0,347 (0,259)	-1,252 (0,394)	0,637 (0,269)	0,730 (0,299)	-2,505 (1,643)
19 % pop. residente non assente all'estero	-4,838 (1,101)	7,147 (1,484)	-2,997 (1,224)	-1,649 (1,422)	4,076 (2,167)	0,766 (1,478)	-2,505 (1,643)	-0,395 (0,196)
26 % pop. fra i 35 e 65 anni	-0,213 (0,132)	0,138 (0,177)	0,218 (0,146)	0,021 (0,17)	0,430 (0,259)	-0,199 (0,177)	-0,395 (0,196)	

F = 3,639  
gl 1 = 9  
gl 2 = 1890

TAV. XI - 1972 Stime vincolate dei coefficienti di regressione della equazione  $\log y_{in} = \beta_{0n} + \sum_{i=1}^I \beta_{in} \log X_{i1} + \epsilon_{in}$

Variabili indipendenti		DC	PCI	PSI	PSDI	PRI	PLI	MSI-DN
Intercetta								
4 n° medio di addetti per un locale nella industria manifatt.	3,250 (13,070)	7,036 (15,347)	-16,288 (16,694)	-35,420 (20,103)	11,206 (25,179)	8,841 (21,571)	33,388 (17,615)	
5 % pop. non analfabeta	0,081 (0,032)	-0,050 (0,038)	-0,020 (0,041)	-0,094 (0,05)	0,004 (0,063)	0,128 (0,054)	-0,039 (0,044)	
8 n° medio di anni di istruzione	3,420 (0,858)	-4,401 (1,007)	1,390 (1,095)	4,293 (1,319)	-0,408 (1,652)	-4,671 (1,415)	0,376 (1,156)	
9 % pop. residente in cond. professionale	-0,039 (0,240)	-0,159 (0,281)	-0,456 (0,306)	0,328 (0,369)	-0,635 (0,462)	1,573 (0,396)	-0,612 (0,323)	
11 % di lavoratori dipendenti su pop. attiva	-0,106 (0,176)	0,021 (0,207)	-0,081 (0,225)	0,293 (0,271)	-0,568 (0,339)	0,329 (0,291)	0,111 (0,237)	
13 % abitaz. in prop.	-0,230 (0,102)	-0,023 (0,119)	0,038 (0,130)	0,086 (0,156)	-0,103 (0,196)	0,046 (0,168)	-0,021 (0,137)	
15 n° medio di stanze per occupante	0,721 (0,123)	-0,980 (0,145)	0,193 (0,157)	0,369 (0,190)	-0,893 (0,238)	0,117 (0,203)	-0,026 (0,166)	
19 % pop. residente non assente all'estero	0,507 (0,206)	-0,625 (0,242)	-0,345 (0,263)	-0,381 (0,317)	-0,237 (0,397)	0,753 (0,340)	0,329 (0,278)	
26 % pop. fra i 35 e 65 anni	-3,803 (2,636)	4,424 (3,095)	2,812 (3,367)	3,105 (4,054)	-0,986 (5,078)	1,681 (4,350)	-7,234 (3,552)	

F = 3,179  
gl 1 = 9  
gl 2 = 1890

TAV. XII - 1953 Stime vincolate dei coefficienti di regressione della equazione  $\log Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \log X_{ijt} + \varepsilon_{it}$

Variabili dipendenti	Variabili indipendenti				
	DC	PCI	PSI	PSDI	PLI
Intercetta	37,057 (8,277)	-29,405 (12,171)	-14,701 (12,76)	6,263 (15,361)	-27,210 (21,549)
2 % addetti industria su 100 addetti ind. secondaria	-0,069 (0,039)	0,155 (0,057)	0,073 (0,060)	0,177 (0,072)	0,204 (0,101)
3 % addetti ind. manifatturiera beta	0,067 (0,037)	-0,014 (0,055)	0,092 (0,058)	0,057 (0,070)	-0,274 (0,093)
5 % pop. residente non alfabetizzata	1,347 (0,709)	0,088 (1,042)	-1,319 (1,092)	-0,361 (1,315)	3,270 (1,845)
6 % pop. residente con titolo di scuola media sup.	-0,040 (0,063)	-0,074 (0,092)	-0,129 (0,096)	-0,194 (0,116)	0,042 (0,163)
7 % pop. residente con laurea profess.	0,982 (0,499)	-0,494 (0,734)	-0,300 (0,770)	1,771 (0,927)	0,059 (1,300)
9 % pop. residente in condizione di abitaz. in prop.	-0,625 (0,195)	0,060 (0,287)	0,479 (0,300)	0,496 (0,362)	-0,529 (0,508)
13 % abitaz. in prop.	0,134 (0,053)	-0,225 (0,078)	-0,066 (0,082)	-0,058 (0,099)	0,208 (0,139)
14 n°. medio stanze per abitaz.	0,036 (0,159)	0,558 (0,234)	0,284 (0,245)	0,363 (0,295)	0,080 (0,414)
15 n°. medio stanze per occup. all'estero	0,659 (0,162)	-0,987 (0,238)	-0,480 (0,249)	0,189 (0,299)	-0,676 (0,421)
19 % pop. residente non assente acqua e gas	5,782 (1,583)	7,201 (2,327)	4,276 (2,440)	-1,995 (2,937)	3,736 (4,120)
22 % pop. addetti in cant. imp.	0,060 (0,035)	-0,166 (0,052)	0,093 (0,054)	-0,033 (0,065)	-0,023 (0,092)
25 % pop. residente	-0,267 (0,145)	-0,077 (0,213)	0,389 (0,224)	-0,015 (0,269)	-0,579 (0,378)

F = 3,981  
gl 1 = 13  
gl 2 = 1862

Variabili dipendenti	Variabili indipendenti				
	DC	PCI	PSI	PSDI	PLI
Intercetta	22,875 (7,651)	-9,835 (10,166)	9,759 (8,520)	-0,630 (10,074)	-41,310 (15,264)
1 addetti industria manifatturiera su 100 abitanti residenti	-0,054 (0,040)	0,071 (0,054)	-0,024 (0,045)	-0,038 (0,054)	0,069 (0,081)
4 n°. medie addetti per unità industriale industr. manifatturiera beta	0,015 (0,040)	0,016 (0,053)	0,090 (0,044)	0,020 (0,052)	0,121 (0,079)
5 % pop. residente non alfabetizzata	-0,396 (1,051)	-1,662 (1,396)	-0,417 (1,170)	1,976 (1,384)	4,122 (2,097)
6 % pop. residente con titolo di scuola media superiore	-0,269 (0,090)	0,164 (0,120)	0,088 (0,100)	-0,189 (0,119)	0,014 (0,180)
8 n°. medio di anni di istruzione pop. residente in cond. professionale	1,889 (0,692)	-2,190 (0,919)	-0,603 (0,770)	1,543 (0,911)	2,935 (1,381)
9 pop. residente in condizione di abitaz. in cond. pro-fessionale	-0,416 (0,199)	0,174 (0,264)	0,376 (0,222)	-0,236 (0,262)	-0,397 (0,397)
10 % pop. attiva nel settore secondario	-0,004 (0,065)	0,062 (0,087)	-0,205 (0,073)	0,033 (0,086)	0,398 (0,130)
11 % pop. attiva dipendente	-0,144 (0,115)	0,143 (0,152)	0,098 (0,128)	-0,213 (0,151)	0,097 (0,229)
15 n°. medio di stanze per abitanti	0,672 (0,203)	-0,834 (0,270)	-0,264 (0,226)	0,360 (0,268)	-1,326 (0,406)
16 % abitazioni senza servizi igienici	0,027 (0,012)	-0,052 (0,016)	0,009 (0,013)	0,000 (0,154)	0,028 (0,023)
19 % pop. residente non assente all'estero	3,982 (1,170)	4,937 (1,554)	-1,239 (1,303)	-1,606 (1,540)	5,792 (2,334)
22 % pop. attiva in costruzioni impianti ecc.	0,087 (0,044)	-0,180 (0,059)	0,146 (0,049)	0,074 (0,058)	0,042 (0,088)
24 % pop. attiva nella P.A.	0,014 (0,050)	0,019 (0,067)	-0,073 (0,056)	-0,072 (0,066)	0,075 (0,110)

F = 3,605  
gl 1 = 13  
gl 2 = 1862

MSI-DN

PLI

PSDI

PSI

PCI

DC

	Variabili dipendenti		Variabili indipendenti	
Incertezza	-5,274 (13,118)	22,148 (15,538)	-10,395 (16,330)	-26,121 (20,409)
I addetti ind. manifatt. su 100	-0,014 (0,024)	-0,004 (0,029)	0,049 (0,030)	-0,039 (0,038)
3 % addetti ind. manifattur. (su addetti industria)	0,202 (0,051)	-0,126 (0,061)	-0,147 (0,064)	-0,089 (0,080)
5 % popolaz. residente non a-nalibeta	4,476 (0,876)	-5,889 (1,037)	0,333 (1,090)	2,990 (1,362)
7 % popolaz. residente con laurea	0,046 (0,041)	0,030 (0,048)	-0,101 (0,050)	-0,104 (0,063)
8 n°. medio di anni di istruzione	-0,161 (0,273)	-0,231 (0,323)	-0,199 (0,340)	0,593 (0,425)
9 % popolaz. residente in condizione prof.	-0,151 (0,205)	-0,024 (0,243)	-0,142 (0,256)	0,426 (0,319)
10 % popolaz. attiva nel secondario	-0,043 (0,086)	0,210 (0,102)	-0,028 (0,107)	0,108 (0,134)
11 % popolaz. attiva dipendente	0,032 (0,129)	-0,199 (0,153)	-0,016 (0,160)	-0,070 (0,200)
12 % popolaz. femminile attiva dipendente	0,019 (0,040)	0,002 (0,047)	0,049 (0,050)	-0,056 (0,062)
13 % abitanti in proprietà	0,791 (0,130)	-0,979 (0,153)	-0,011 (0,161)	0,266 (0,202)
19 % popolaz. residente non as-sente estero	-3,012 (2,621)	2,658 (3,105)	2,664 (3,263)	2,352 (4,079)
22 % popolaz. attiva in impianti, costruzioni	0,057 (0,039)	0,080 (0,046)	0,158 (0,049)	-0,039 (0,061)
26 % popolaz. residente dai 35 ai 65 anni	-0,230 (0,061)	0,241 (0,073)	-0,077 (0,076)	0,077 (0,095)
	F = 3,698 r <sub>1</sub> = 13 r <sub>2</sub> = 1862			

ELEZIONI 1972 E 1976  
NELLA SICILIA OCCIDENTALE (\*)

ANALISI DELLA RELAZIONE TRA AMPIEZZA DELL'ELETTORATO,  
PERCENTUALE DI VOTI E TASSO DI PREFERENZE ESPRESSE  
PER LE LISTE DEMOCRISTIANE

di GIUSEPPE GANGEMI

(\*) Mi è gradito ringraziare il prof. Alberto Marradi le cui idee e i cui insegnamenti ho inteso sviluppare in questo saggio. La responsabilità di quanto sostenuto è, però, interamente mia.