

CONDIZIONI ECONOMICHE
E COMPORTAMENTO ELETTORALE IN ITALIA:
1953-1979

di PAOLO BELLUCCI

1. Introduzione

Gli studi sul comportamento elettorale in Italia hanno in prevalenza offerto analisi ed interpretazioni basate: o sull'attaccamento ed identificazione ideologica dell'elettorato con i partiti, oppure sulle predisposizioni partitiche profondamente radicate nella tradizione politica dei vari gruppi sociali. Le analisi hanno quindi, volta per volta, preso in esame tre tipologie di variabili esplicative, inerenti:

- la stratificazione sociale e la struttura di classe;
- la tradizione e la cultura politica;
- la struttura organizzativa dei partiti ed i relativi canali di comunicazione (¹).

Minore attenzione è stata invece rivolta esplicitamente al ruolo che considerazioni di natura economica giocano nella scelta elettorale. Inoltre, anche gli studi che hanno utilizzato variabili socio-economiche (tra gli altri: Galli, 1968; Bartolini, 1977; Barnini, 1977; Mannheimer, 1980), hanno preso in esame singole elezioni o effettuato comparazioni fra due elezioni successive. I risultati elettorali sono stati così esplorati nell'ottica di analizzare differenze e variazioni di tipo territoriale nella stessa elezione — con una analisi quindi cross-section — oppure spostamenti di voto nel breve periodo, non offrendo quindi una analisi delle dinamiche elettorali di lungo periodo.

Soltanto recentemente sono apparsi alcuni lavori dove viene esaminata la rilevanza di valutazioni economiche nel processo di scelta elettorale (Lewis-Beck e Bellucci, 1982; Santagata, 1982). Sebbene questi lavori debbono necessariamente essere considerati sforzi preliminari ed i risultati offerti soggetti a ulteriore verifica empirica, la loro importanza risiede nel fatto di costituire tentativi di analisi del comportamento elettorale in Italia all'interno di un più ampio schema concettuale mutuato dalla teoria della scelta razionale (rational choice theory).

Questo contributo presenta i risultati di una ricerca sull'impatto delle condizioni economiche aggregate sulle preferenze politiche dell'elettorato

(¹) Si veda Sani (1973) per una breve ma completa rassegna dei principali studi, e per una verifica empirica del diverso potere esplicativo delle tre tipologie di variabili.

italiano nel trentennio compreso tra il 1953 e il 1979, cercando di verificare l'ipotesi che una spiegazione economica appaia efficace per comprendere i comportamenti di voto anche nel caso italiano. Tuttavia, per ragioni che verranno esaminate più ampiamente in seguito, non ci si aspetta che variabili di tipo economico «spieghino» completamente il complesso fenomeno del voto in Italia, il cui sistema politico è stato considerato o il tipo ideale del modello del pluralismo polarizzato o una forma imperfetta di bipartitismo. In ogni caso, un sistema politico in cui la rilevanza della componente ideologica, sia a livello di massa che di élite, è stata considerata sufficientemente importante da attenuare, se non addirittura annullare qualsiasi altra considerazione, specialmente alle elezioni.

L'analisi qui svolta, tuttavia, indica che valutazioni economiche assolvono un ruolo importante per gli elettori italiani, sebbene mediate dai legami ideologici e culturali con i partiti.

Prima di presentare in dettaglio i risultati dell'analisi, è opportuno richiamare brevemente alcuni elementi della teoria razionale del voto e considerare alcuni esempi nella relativa letteratura, per verificare l'estensibilità di un approccio razionale allo studio del comportamento elettorale nel sistema italiano.

2. Lo schema generale: economia e politica

Nonostante la stretta relazione esistente tra politica ed economia, sistematici studi empirici sulla loro reciproca interdipendenza non hanno una lunga tradizione. Dal punto di vista della scienza della politica, la disciplina ha dovuto infatti prima assimilare la «rivoluzione comportamentistica» e rivedere criticamente il proprio approccio storicista e istituzionale avanti di poter affrontare la ricerca empirica. Questo processo si è nel tempo concretizzato in uno spostamento da interessi di ricerca prettamente descrittivi alla verifica di ipotesi e di modelli, che ha prodotto a sua volta una maggiore attenzione verso metodologie di analisi quantitative più sofisticate, conducendo, da un punto di vista non solo metodologico ma anche di contenuti, a contatti più intensi tra scienza economica e scienza politica (Whiteley, 1980, p. 9).

A partire dai primi anni '70, si è assistito così ad un intenso sviluppo di analisi e ricerche che affrontano in modo sistematico la relazione tra politica ed economia e, in particolare, i rapporti tra comportamento elettorale e sistema economico. La maggior parte delle analisi sull'impatto delle condizioni economiche sul sostegno elettorale dei partiti ha però interessato gli Stati Uniti (tra i molti studi si veda: Kramer, 1971; Stigler, 1973; Arcelus e Meltzer, 1975; Goodman e Kramer, 1975; Bloom e Price, 1975; Tufte, 1975; Fiorina, 1978, 1981); mentre più scarse sono le analisi di paesi europei (Frey e Garbers, 1972; Rosa e Amson, 1976; Frey e

Schneider, 1980; Whiteley, 1980; Madsen, 1980; Lewis-Beck e Bellucci, 1982; Santagata, 1982). Questa abbondanza di studi sul sistema politico americano, comparata alle relative scarsità di analoghe ricerche in Europa, sembra dipendere sia dalla diversità degli assetti politici dove l'interazione tra politica ed economia è analizzata, che dagli schemi impiegati nelle relative interpretazioni.

In realtà gli studi sulle funzioni di voto (e di polarità), sollecitate dal lavoro iniziale di Kramer (1971), hanno condotto ad analisi empiriche della ipotesi ampiamente conosciuta, ma precedentemente e ancora oggi non completamente verificata che il partito(i) di governo sia elettoralmente penalizzato da una condizione economica generale del paese deteriorata, mentre viceversa l'opposizione ne risulta, elettoralmente, avvantaggiata⁽²⁾. Come Monroe (1981) ha acutamente rilevato per il caso americano, valutare l'impatto di condizioni economiche sul comportamento elettorale, ha comportato uno spostamento da una spiegazione del comportamento elettorale incentrata sui concetti di identificazione ed attaccamento ideologico e tradizionale con i partiti, ad una fondata sul concetto di elettore razionale, introdotta originariamente da Downs (1957). Conseguentemente, la determinante di base del comportamento di voto viene individuata nell'utilità (utility income) percepita dall'elettore derivante dall'attività del governo; questa utilità, o benessere, diventa così l'elemento fondamentale in base al quale l'elettore valuta il rendimento del partito(i) di governo e, a secondo che i «vantaggi» goduti superino o meno gli «svantaggi», decide «razionalmente» di allocare il proprio voto: se il reddito netto di utilità derivante dalla politica del governo è positivo (cioè i vantaggi, o benefici, superano gli svantaggi) l'elettore voterà per il partito(i) di governo; se il reddito di utilità è viceversa negativo (gli svantaggi superano i vantaggi) il voto andrà all'opposizione.

Il concetto di Downs di «utility income» (letteralmente: reddito, o rendita, di utilità) deve tuttavia essere interpretato in modo corretto. Si deve infatti chiaramente distinguere tra teoria della scelta razionale, e la rilevanza di considerazioni economiche all'interno della teoria stessa. Nella terminologia di Downs il concetto di reddito di utilità non si riferisce infatti esclusivamente al reddito economico (cioè benefici monetari o di ricchezza), ma racchiude tutti i benefici — sebbene definiti in modo circolare come «flussi di utilità» — che sono goduti dall'elettore (Downs, 1957, p. 36)⁽³⁾. Conseguentemente, focalizzarsi sull'influenza di condizioni economiche sul comportamento elettorale non significa circoscrivere il concetto di Downs ai soli fattori economici. Viceversa, l'utilizzo dello schema concettuale del «voto razionale» implica la accettazione della

⁽²⁾ Buone rassegne della letteratura sono offerte da Monroe (1979) e Paldam (1981).

⁽³⁾ Una esauriente analisi e valutazione della teoria della scelta razionale è in Budge e Farlie (1977, capp. 3, 4, 5).

sua logica come di un «modello» di comportamento elettorale, mentre la selezione di indicatori economici come variabili esplicative è dovuta a:

- l'importanza sostanziale dell'economia per l'elettorato;
- la maggiore probabilità che, rispetto a considerazioni economiche, l'elettorato si comporti in modo «razionale».

Naturalmente permangono alcune difficoltà. Anzitutto la complessa fenomenologia del voto non è spiegata completamente ed esclusivamente da fattori economici. La selezione di variabili economiche come «determinanti» del comportamento di voto esclude infatti molti altri importanti fattori non economici: variabili politiche cioè come l'identificazione politica, la solidarietà di classe, tematiche particolari (issues) ed altre componenti che invece rivestono una grande importanza per l'elettorato. Paldam (1981, p. 183), esaminando 50 importanti studi sulle funzioni di voto (e di popolarità) in parecchi Paesi, dove spicca l'assenza dell'Italia, riporta che in media solo un terzo della varianza nel voto è imputabile a fattori economici. Ciò può implicare che le funzioni di voto riescono efficacemente a descrivere e «spiegare» variazioni imputabili agli elettori fluttuanti (i swing-voters), che si assume rappresentino la parte più informata ed istruita dell'elettorato, che presta grande attenzione al rendimento economico e politico del governo, mentre ancora scarsa è la conoscenza delle conseguenze di fluttuazioni economiche sul «nucleo» meno volatile dell'elettorato, con una forte identificazione partitica.

Questo tema introduce il problema cruciale della rilevanza delle funzioni di voto nei sistemi politici bipartitici o multipartitici, distinzione che appare fondamentale nel considerare i rapporti tra condizioni economiche e comportamenti di voto.

La relativa abbondanza di studi su Paesi, come la Gran Bretagna e gli Stati Uniti, che presentano sistemi politici bipartitici, comparata alla scarsità di analisi in paesi con gradi diversi di moderato o polarizzato pluralismo partitico, non appare una mera coincidenza. Una spiegazione economica sembra descrivere meglio il comportamento elettorale in un sistema bipartitico che in uno multipartitico. Infatti almeno tre condizioni debbono essere soddisfatte affinché una economia deteriorata o in sviluppo condizioni il sostegno partitico nel modo descritto precedentemente:

- 1) l'elettorato deve essere in grado di identificare e ritenere il partito/(i) di governo responsabile per l'andamento dell'economia nazionale;
- 2) l'elettorato deve essere in condizione di poter votare per una

(*) Un aspetto centrale per le analisi delle funzioni di voto e di popolarità è se gli elettori, e gli intervistati, nel valutare la condizione dell'economia abbiano come riferimento quella complessiva del Paese oppure quella personale. Sebbene i risultati siano contraddittori, gli studi disponibili non sembrano confermare la seconda ipotesi. Si veda Fiorina, 1978, 1981; Kinder e Kiewiet, 1979; Kiewiet, 1982.

opposizione che abbia una reale possibilità di raggiungere il potere, cioè di governare;

3) conseguentemente la distanza ideologica fra i partiti di opposizione e quelli di governo deve essere sufficientemente «piccola» da permettere a ciascuno di essi di rappresentare una credibile alternativa di governo.

Queste condizioni si adattano, o descrivono meglio, un sistema politico bipartitico, dove l'alternanza di partiti al governo avviene relativamente, come tra il partito Democratico e quello Repubblicano negli Stati Uniti. In questo sistema, la teoria dell'elettore razionale ha una maggiore probabilità di fondamento e, soprattutto, può essere soggetta, a verifica empirica: se una economia in declino si associa ad una contrazione del sostegno elettorale del partito di governo, mentre una situazione economica di prosperità, o in movimento evolutivo (in crescita), si traduce in un ampliamento della sua forza elettorale, il modello razionale può essere considerato valido ed adeguato e dar conto della fenomenologia elettorale.

Nel complesso, i risultati degli studi americani indicano un significativo «effetto» delle condizioni economiche sui risultati elettorali, anche se non vi è accordo sulla relativa importanza dei diversi indicatori utilizzati e delle modalità di influenza. In ogni caso tre variabili appaiono essere i predittori più importanti: l'inflazione, la disoccupazione e il reddito. Va tuttavia notato come incoerenze fra diversi risultati spesso derivino da differenze di concettualizzazione nonché di misurazione delle tre variabili utilizzate.

Appare così che lo schema concettuale dell'elettore razionale descriva sufficientemente bene il caso americano o, per lo meno, i risultati raggiunti non consentano di rigettare completamente il modello proposto. La domanda che deve ora essere posta è, ovviamente, se lo stesso modello economico è applicabile a sistemi multipartitici europei, dove il dissenso per le politiche governative non si traduce «automaticamente» in un voto per il partito/(i) dell'opposizione.

Almeno due aspetti dei sistemi multipartitici appaiono infatti rilevanti:

— anzitutto la presenza di coalizioni di partiti nel governo impedisce una semplice derivazione del modello proposto, dal momento che la prima delle condizioni minimali precedentemente analizzate, l'individuazione delle responsabilità da parte dell'elettore cioè, non appare soddisfatta. L'elettore infatti può non essere in grado di identificare quale dei partiti della coalizione è da ritenere responsabile per lo stato dell'economia. Inoltre, l'elettorato insoddisfatto per la politica di governo può votare per un diverso partito della coalizione, senza che questo si traduca in una sconfitta elettorale della coalizione governativa, determinando infatti soltanto una redistribuzione del peso (elettorale) relativo dei singoli partiti al governo;

— secondariamente, la grande importanza del voto ideologico è la più ampia distanza ideologica tra i partiti in Europa, che risalta in modo particolare se comparata con l'atteggiamento più pragmatico dell'elettorato e dei partiti statunitensi, riduce ulteriormente l'applicabilità del modello razionale⁽¹⁾. Un elettore insoddisfatto per le politiche governative può infatti non voler votare per l'opposizione, dal momento che l'ideologia ed i programmi di questi partiti possono contrastare notevolmente con la sua «visione del mondo». La conseguenza di questa polarizzazione politica implica che una valutazione razionale del rendimento passato del partito(i) di governo può, anche se negativa, «produrre» ancora un voto per i partiti di governo. Di conseguenza anche la seconda e terza condizione non appaiono soddisfatte.

La discussione precedente conduce alla conclusione che una spiegazione del comportamento elettorale attraverso semplici fattori economici, come suggerita da Kramer e assunta nella maggior parte di studi in questa area di ricerca, mentre sembra appropriata in sistemi bipartitici necessita qualche revisione se applicata a sistemi multi-partitici polarizzati.

In questi sistemi, in particolare, il potere predittivo ed esplicativo della teoria razionale è ridotto, nel senso che l'impatto di condizioni economiche aggregate sul sostegno elettorale può essere valutato relativamente a singoli partiti (o gruppi omogenei di partiti), ma poco può essere detto con sicurezza riguardo il passaggio di singoli elettori dal sostegno per il partito(i) di governo ad uno di opposizione. In altre parole, per esempio, è possibile misurare e valutare l'effetto dell'inflazione e della disoccupazione sul livello di sostegno elettorale del Partito Comunista Italiano, ma non è ancora possibile scoprire, per lo meno con solo dati aggregati a disposizione e le attuali metodologie d'indagine, se e quale quota di elettori socialisti oppure di quelli democristiani sia indotta da una inflazione in crescita ad abbandonare il proprio partito per quello comunista.

L'esperienza francese illustra questo problema in modo efficace. Nel primo studio apparso sul tema in Francia, Rosa e Amson (1976), di fronte al problema di identificare una rigorosa variabile dipendente politica, riconoscevano che il modello americano non era strettamente applicabile al caso francese. Nella versione inglese dell'articolo Rosa infatti scrive: «sarebbe difficile concludere che un cittadino che vota per un partito di centro è più o meno soddisfatto per le politiche del governo. Il labirinto delle coalizioni rende infatti molto difficile all'elettore definire chiaramente la propria posizione politica» (1980, p. 102). Rosa e Amson hanno superato questa difficoltà utilizzando la percentuale dei voti per i partiti di sinistra come una misura del discontento degli elettori per il rendimento del governo.

⁽¹⁾ Per una discussione della distanza ideologica tra i partiti, ed in particolare il caso italiano, si veda Sartori (1976, cap. 6).

Naturalmente la loro scelta non è scevra da problemi: come gli stessi autori riconoscono, infatti, un voto per la sinistra non coincide necessariamente con un voto di protesta. Tuttavia, dal momento che la maggior parte delle elezioni prese in esame hanno avuto luogo con i partiti della sinistra all'opposizione, la scelta appare sufficientemente giustificata. I risultati della analisi sono molto interessanti: la *sinistra non comunista* e il *partito comunista* reagiscono differenzialmente alle fluttuazioni economiche: una crescente inflazione ed un inasprimento della disoccupazione danneggiano elettoralmente la sinistra non comunista mentre, viceversa, favoriscono il sostegno elettorale del partito comunista. Un aumento del reddito procapite è associato ad una diminuzione del voto comunista e ad un aumento di quello socialista. L'incertezza degli autori, tuttavia, nello scegliere una specificazione del modello tra le 92 equazioni che presentano, così come alcuni seri problemi di misurazione, non consentono di accettare i loro risultati con definitivi.

In uno studio successivo Lewis-Beck e Bellucci (1982) analizzano l'impatto delle condizioni economiche sulle elezioni legislative in Francia ed in Italia. Sebbene la serie storica esaminata sia molto breve, solo 7 elezioni nazionali sono infatti prese in esame in ciascun Paese, i risultati indicano un andamento coerente. In Francia il voto per la sinistra (i socialisti, i comunisti ed altri piccoli partiti) aumenta con una crescita della disoccupazione ed una contrazione del reddito, entrambi questi indicatori di base di una economia deteriorata. Per di più, le due variabili economiche «spiegano» da sole il 63% della varianza nel voto, ben al di sopra quindi del 30% riportato da Paldam (1981). Per l'Italia l'impatto delle condizioni economiche viene esaminato sul livello del sostegno elettorale del PCI, che è stato il principale partito di opposizione per la maggior parte del dopoguerra.

Viene evidenziato che un aumento dell'inflazione è associato ad una espansione del suo sostegno elettorale, mentre un aumento del tasso di disoccupazione riduce la quota del voto comunista. Quest'ultimo risultato, sorprendente visto che un incremento nella quota dei senza lavoro si attendeva fosse associato positivamente con il voto comunista come nel caso francese, sembra riflettere sia la disuguaglianza geografica della forza elettorale del PCI, il quale è più forte nelle aree urbane dove la disoccupazione è minore producendo così una negativa relazione, che i particolari legami che «legano» gli elettori ai partiti nel sistema italiano, relazione che verrà più ampiamente discussa in seguito.

Nel complesso, i risultati sembrano confermare l'ipotesi che le condizioni economiche condizionino in parte il sostegno partitico in Francia ed in Italia; inoltre, questi studi indicano che questa relazione può essere analizzata in termini di un quadro teorico razionale *anche* in un sistema politico multipartitico, e non esclusivamente in uno bipartitico. Con maggiore fiducia si può quindi ora rivolgere l'attenzione ad una analisi più

approfondita della relazione tra economia e comportamento elettorale in Italia.

3. Il caso italiano

Il presente studio prende in esame il sostegno elettorale della Democrazia Cristiana e quello del Partito Comunista, sottoponendo a verifica empirica l'ipotesi che il partito di governo, la DC, sia elettoralmente penalizzata da una economia in contrazione mentre l'opposizione, il PCI, ne risulta favorita.

Il periodo considerato comprende le sette elezioni nazionali tra il 1953 ed il 1979, escludendo quindi le prime elezioni repubblicane del 1948. Questa esclusione, che rappresenta una deviazione rispetto alla tradizionale periodizzazione degli studi elettorali, non è tuttavia arbitraria. Al contrario, la relativa logica è stringente: lo studio della relazione tra le condizioni economiche e il sostegno elettorale dei partiti «richiede» un sistema politico e un sistema economico entrambi con un minimo livello di stabilità. Questa condizione non è certamente soddisfatta nel caso delle elezioni del 1948, quando il nuovo sistema politico italiano era ancora in formazione, e il Paese era appena uscito dalla guerra, affrontando una condizione economica eccezionale con alta inflazione e disoccupazione. Un esempio è illuminante: nel 1947 il tasso d'inflazione fu del 62% mentre l'anno successivo crollò al 6%. È chiaro che se vengono inclusi questi primi anni del dopoguerra nell'analisi, i risultati e le stime sarebbero erranei (*).

Seguendo la tradizione degli studi precedenti, tre variabili sono utilizzate come indicatori dello stato dell'economia: il *tasso di inflazione* (I_t) calcolato dall'Indice generale annuale dei Prezzi al Consumo:

$$I_t = (IPC_t - IPC_{t-1}) / IPC_{t-1} \times 100;$$

il *reddito reale* (deflazionato) *pro capite* (C_t) espresso in centinaia di migliaia di lire;

e il *tasso di disoccupazione* U_t espresso come percentuale sulla forza lavoro (*).

(*) Nella teoria statistica questa situazione è conosciuta come il problema dei «casi anomali» (outliers). Per un trattamento sistematico si veda Pindyck e Rubinfeld (1981).
(*) I tassi d'inflazione sono stati calcolati dai dati riportati in: *International Financial Statistics, Yearbook 1980* (International Monetary Fund: Washington, D.C.). I tassi di disoccupazione sono stati calcolati dai dati riportati in: *Annuario Statistico Italiano, Annuario di Statistiche del Lavoro, Annuario di Contabilità Nazionale* (ISTAT, Roma). Il reddito reale procapite è stato derivato da G. Tagliacarne, «Il calcolo del reddito prodotto nel 1963», *Moneta e Credito*, Allegato 1, pp. 386-390 (serie storica 1951-1963) e da: UNIONCAMERE, *I conti economici delle province italiane*, Roma, numeri vari (serie storica 1964-1979).

Si deve però considerare che mettere in relazione i risultati elettorali di un dato anno con le condizioni economiche per il medesimo anno può produrre risultati erranei, dal momento che lo stato reale della economia nell'anno elettorale è conosciuto (e diffuso dai mass-media, quindi percepito anche non esclusivamente in modo soggettivo) soltanto quando l'anno (e la elezione) è trascorso (Bloom e Price, 1975: 1243). Inoltre, è improbabile che nell'allocare il proprio voto l'elettore consideri esclusivamente lo stato presente dell'economia, trascurando gli avvenimenti precedenti (escludendo un voto quindi «retrospettivo»).

Viceversa è probabile che la valutazione dell'elettorato prenda in esame entrambe le componenti, sia quelle dello stato dell'economia attuale che del periodo precedente.

Non c'è tuttavia un accordo sicuro sull'ampiezza retrospettiva della memoria dell'elettore, sebbene la maggior parte degli autori tenda a stabilirla in un arco di dodici mesi.

L'esistenza di un effetto ritardato (lagged) delle fluttuazioni economiche sul comportamento di voto sembra confermata anche nel caso italiano. Nella Tab. 1, che presenta i coefficienti di correlazione lineare tra il voto (per la DC e per il PCI) e gli indicatori economici utilizzati nell'analisi, è possibile verificare come l'associazione tra voto e le condizioni economiche dell'anno precedente quello elettorale sia nel complesso maggiore rispetto alla analoga correlazione con i valori delle variabili economiche dell'anno elettorale. Nell'analisi quindi i risultati elettorali dell'anno t verranno correlati alla situazione economica dell'anno $t-1$:

TAB. 1 - Coefficienti di correlazione tra voto (espresso in %) e inflazione, disoccupazione e reddito nei periodi t e $t-1$ (ritardato di un anno)

	Inflazione t	Inflazione $t-1$	Disoccup. t	Disoccup. $t-1$	Reddito t	Reddito $t-1$
Voto DC	-.68	-.70	.19	.44	-.61*	-.67*
Voto PCI	.86	.93	.05	-.29	.85*	.85*

$N = 10$ (Sono incluse le elezioni regionali del 1970, 1975 e 1980).

* Coefficiente non significativo al livello 0,05 mentre tutti gli altri lo sono.

Le considerazioni precedenti suggeriscono un modello preliminare del sostegno elettorale:

$$V_t = b_0 + b_1 I_{t-1} + b_2 U_{t-1} + b_3 C_{t-1} + e_t \quad (\text{eq. 1})$$

dove:

V_t è il sostegno elettorale per il partito alle elezioni per la Camera dei

Deputati, espresso come percentuale sul totale dei voti validi a livello nazionale;

I_{t-1} è il tasso d'inflazione;

V_{t-1} è il tasso di disoccupazione;

C_{t-1} è il reddito reale (deflazionato) procapite;

e_t è la componente residuale; b_0, b_1, b_2, b_3 sono parametri da stimare; le ipotesi per il PCI sono: $b_1, b_2 > 0, b_3 < 0$, e per la DC: $b_1, b_2 < 0, b_3 > 0$.

La stima con il metodo dei minimi quadrati offre i coefficienti che appaiono nella Tab. 2.

Tab. 2 - Influenza delle variabili economiche sul voto per la DC e il PCI 1953-1979.

Partito	Costante	Inflazione	Disoccupazione	Reddito procapite	R^2	D.W.
DC	39.2	.03 (.16)	.43 (1.3)	-.16 (-.90)	.16	2.1
PCI	22.8	.59* (4.8)	-.23 (-1.2)	.10 (.99)	.96	2.3

N = 7.

In parentesi i valori della t di Student.
* $p < .05$.

L'impatto delle variabili economiche aggregate sul voto per la DC tra il 1953 e il 1979 è, secondo l'equazione n. 1, piuttosto confuso, dal momento che nessuno dei rilevanti coefficienti di regressione è statisticamente significativo. Tale modello rende leggermente meglio nel caso del PCI: l'inflazione appare esercitare un effetto significativo sul livello del sostegno elettorale. In particolare, l'aumento percentuale di un punto del tasso d'inflazione produce, in media, un incremento di mezzo punto percentuale della quota del voto comunista. Il coefficiente per la disoccupazione, b_2 , fa supporre un impatto negativo di questa variabile mentre b_3 , il coefficiente di reddito, suggerisce una associazione positiva. Tuttavia, la mancanza di significatività statistica impedisce la formulazione di una rigorosa deduzione.

Due fattori sembrano spiegare l'insoddisfacente rendimento del modello: l'ampiezza del campione, cioè il limitato numero di osservazioni, e la multicollinearità.

La serie temporale è infatti molto breve, solo 7 osservazioni (elezioni); ciò implica una notevole difficoltà nel soddisfare la condizione di

normalità della distribuzione richiesta per sottoporre il modello ai tradizionali test di significatività. Tuttavia una ispezione della distribuzione di frequenza delle variabili dipendenti, i voti per ciascun partito, rivela che la deviazione dalla normalità è leggera per il PCI mentre è più seria nel caso della DC (*).

Il secondo problema che il modello presenta è la forte correlazione tra due variabili indipendenti: l'inflazione e il reddito procapite. La magnitudine dell'associazione, $r = .77$, indica chiaramente la presenza di multicollinearità, che amplifica l'errore standard dei coefficienti di regressione, rendendo conseguentemente le stime instabili e contraendo il loro livello di significatività (Kelejian e Oates, 1974). Una situazione di imperfetta multicollinearità è spesso corretta o introducendo ulteriori informazioni (variabili indipendenti cioè) nell'equazione, oppure creando una variabile composita, che si configura come una combinazione di quelle originali. La prima strategia non appare qui adeguata dal momento che, dato il contenuto numero di osservazioni, si potrebbe giungere alla situazione abnorme di avere un numero di variabili indipendenti eguale al numero dei casi.

Il secondo approccio appare quindi migliore; tuttavia invece di utilizzare un indice composito, che potrebbe causare difficoltà nell'interpretazione dei risultati, verrà impiegata solo una delle due variabili, e precisamente il tasso di inflazione. Questa scelta riposa su considerazioni di natura sia teorica che metodologica: anzitutto, ricerche precedenti sembrano indicare che il cambiamento del tasso d'inflazione ha un impatto più consistente e regolare sul comportamento di voto di quanto non appaia per la variazione nel reddito pro-capite (Arcelus e Meltzer, 1975; Bloom e Price, 1975); in secondo luogo una inflazione crescente presuppone, accanto ad altre componenti, anche un'espansione del reddito.

Questa ultima considerazione sembra aderire bene al caso italiano, come appare evidente se viene utilizzato il reddito per predire la fluttuazione del tasso d'inflazione: il valore del coefficiente R^2 , pari a .60, conferma ampiamente l'ipotesi. Conseguentemente si può essere sufficientemente sicuri che utilizzando la variabile inflazione anche l'impatto della variabile reddito venga preso in considerazione. E da notare, tuttavia, che la scelta dell'utilizzo della variabile inflazione è completamente determinata da considerazioni di natura metodologica, e che non viene qui avanzata una spiegazione in termini di «spinta della domanda» (demand pull) per l'inflazione in Italia (*).

(*) Un semplice modo per controllare la normalità della distribuzione è quello di vedere se il valore della media meno quello della mediana eguaglia zero, dal momento che in una distribuzione normale la media è uguale alla mediana. Per il voto PCI tale differenza è .34, mentre nel caso della DC è .60. La deviazione dalla normalità è di conseguenza più seria per la distribuzione dei voti DC.

(*) Anche se la mancanza di significatività statistica non permette di accettare i coefficienti per la variabile reddito, si devono tuttavia notare i loro segni: positivo per il PCI

Si può allora valutare il rendimento del seguente modello «ridotto» di sostegno elettorale:

$$V_t = b_0 + b_1 I_{t-1} + b_2 U_{t-1} + e_t \quad (\text{eq. 2})$$

dove V_t , I_{t-1} , e_t sono definiti come nell'equazione n. 1 b_0 , b_1 , b_2 , sono i parametri da stimare; le ipotesi sono: per il PCI; b_1 , $b_2 > 0$; per la DC b_1 , $b_2 < 0$.

I valori dei coefficienti di regressione, stimati con il metodo dei minimi quadrati, appaiono nella Tab. 3.

Tab. 3 - Influenza della disoccupazione e della inflazione sul voto per la DC e il PCI, 1953-1979.

Partito	Costante	Inflazione	Disoccupazione	R ²	D.W.
DC	38.2	-.10 (-1.8)*	.37 (1.3)	.43	2.7
PCI	24.3	.67 (8.9)**	-.33 (-1.7)*	.94	2.3

N = 7.

In parentesi i valori della t di Student.

* $p < .10$. ** $p < .05$.

Il secondo modello appare più adeguato: un coefficiente di regressione è statisticamente significativo al livello 0.05 e due lo sono al livello 0.10. I risultati, poi, sono coerenti con le indicazioni del modello precedente; in generale osserviamo che l'impatto delle condizioni economiche differisce da un partito all'altro: una crescita del tasso d'inflazione favorisce elettoralmente il PCI e «punisce» la DC, mentre un incremento della disoccupazione, sorprendentemente, influenza negativamente il voto comunista e positivamente quello democristiano.

Se si analizza più attentamente il voto DC, si nota dapprima che il modello aderisce abbastanza bene ai dati, come è indicato dal coefficiente di determinazione multipla: $R^2 = .43$. Il coefficiente di regressione b_1 è statisticamente significativo (al livello .10, test a una coda: $|t| > 1.5$) e indica che un aumento pari all'1,0% del tasso d'inflazione «produce» in media una flessione pari al .10% del sostegno elettorale del partito. L'impatto della disoccupazione è ancora una volta positivo: un aumento

negativo per la DC. Ciò implica che un reddito procapite più alto è associato con un voto comunista mentre contrae quello DC. Sebbene rappresenti una critica alla teoria del voto razionale, questo risultato è completamente in linea con ricerche precedenti le quali dimostrano che il sostegno comunista è stato più forte nelle aree più ricche ed industrializzate d'Italia mentre l'elettorato DC è più tipico di aree agricole e marginali (Bartolini, 1977, pp. 128-137; Sani, 1978, pp. 112-117).

dell'1,0% è associato ad un incremento del .37% del voto DC. Tuttavia, per questo coefficiente, la mancanza di un livello minimo di significatività statistica ci impedisce di trarre una conclusione rigorosa sull'influenza della variabile.

Il modello rende al meglio nel caso del PCI, il cui livello di sostegno elettorale può essere considerato un indicatore più accurato di insoddisfazione e opposizione dell'elettorato alle politiche governative. L'ampio valore dell' R^2 (= .94) indica una adesione quasi perfetta ai dati. L'influenza dell'inflazione è rilevante: una variazione percentuale unitaria del tasso di inflazione produce in media un incremento del voto comunista pari a .67% mentre, come è stato già rilevato, la disoccupazione deprime il voto del PCI: un incremento percentuale unitario del tasso di disoccupazione comprime la quota di voti al partito per circa 1/3 di un punto percentuale.

Questo ultimo risultato merita attenzione, specialmente se confrontato con l'impatto positivo della disoccupazione per la DC. L'immagine «a specchio» che emerge sembra suggerire una differente sensibilità dell'elettorato; anche se, purtroppo, il dato aggregato non permette una spiegazione esaustiva. Tuttavia, pur nei limiti di una analisi ecologica e la conseguente impossibilità di trarre conclusioni rigorose sul comportamento degli individui, una spiegazione può essere avanzata nei termini di una ineguale distribuzione geografica della disoccupazione e della forza elettorale dei partiti. Infatti, mentre la DC è stata tradizionalmente più forte nelle aree rurali che in quelle urbane, l'opposto è vero per il PCI (Galli, 1968; Galli e Prandi, 1970; Sani, 1978); contemporaneamente nelle aree rurali, e specialmente nel Mezzogiorno, il livello della disoccupazione è più alto.

Di conseguenza una più alta quota di inoccupazione è associata ad un voto maggiore per la DC rispetto al PCI. Questa spiegazione è coerente con i risultati degli studi citati, i quali provano che l'elettorato comunista tende ad essere più «urban», «industriale» ed «occupato» di quello democristiano.

La differenza strutturale della base elettorale dei due partiti non può tuttavia da sola spiegare il segno negativo del coefficiente della disoccupazione. Dobbiamo considerare anche la complessa e peculiare natura della relazione che lega l'elettorato italiano ai partiti. Parisi e Pasquino (1977) hanno proposto uno schema concettuale che postula l'esistenza di tre tipi di relazione elettorale: 1) il voto d'appartenenza, 2) il voto di scambio, 3) il voto d'opinione. Mentre nell'ultimo decennio una importante trasformazione che ha interessato l'elettorato italiano è stata il crescente ruolo del voto d'opinione, nel periodo più ampio compreso nella presente analisi l'importanza dei primi due tipi di voto è stata, e ragionevolmente ancor è, rilevante. È esattamente la forza della subcultura politica e la volontà dell'elettorato di utilizzare la rete clientelare, che la DC ha approntato sin

dagli anni '50, che spiegano l'associazione positiva tra disoccupazione e sostegno elettorale del partito di governo. È possibile pensare così che la domanda di politiche individualizzate (trasferimenti, come pensioni d'invalidità, ed altri tipi di compensi monetari e/o occupazionali) si manifesti in particolare nelle aree economicamente depresse, con un alto tasso di disoccupazione. Inoltre, la soddisfazione di tali domande rinforza ulteriormente il legame con il partito di governo, confermando (o ampliando) in definitiva il suo sostegno elettorale.

Anche Santagata (1982) raggiunge una simile conclusione in una analisi di tipo cross-section delle elezioni nazionali del 1979, rilevando una positiva associazione tra voto democristiano e disoccupazione, a causa della presenza del «voto di scambio» che sembra prevalente dove la disoccupazione è strutturale.

4. Un test regionale

La rilevanza delle condizioni economiche sul comportamento di voto che abbiamo esaminato deve tuttavia essere accettata con cautela, dal momento che essa proviene da una serie temporale con soli sette casi e da una analisi al livello aggregato.

Il modo migliore per controllare la validità, e attendibilità, dei risultati è ovviamente attraverso un test con dati di sondaggio, cercando di scoprire anche al livello individuale una relazione che confermi la macro-relazione del livello aggregato. Mentre un primo tentativo in questa direzione verrà condotto nel paragrafo successivo, qui si tenterà di accrescere la fiducia nel modello proposto stimando la medesima equazione n. 2 in ciascuna delle regioni italiane, in modo da considerare la diversità delle strutture economiche regionali e le eterogeneità del sostegno elettorale dei partiti. Questa strategia, sebbene non consenta ancora di identificare comportamenti e attitudini individuali, permette un diverso controllo dell'ipotesi dell'elettorato razionale, introducendo nell'analisi l'ampia varietà delle condizioni economiche e politiche regionali, variabilità che deve essere attentamente considerata se si vuole raggiungere una migliore comprensione dell'impatto di dinamiche economiche sul comportamento di voto.

Stimando l'equazione n. 2 in ciascuna regione per il periodo 1953-1979 si perviene ai risultati presentati nelle Tabb. 4 e 5^(*).

(*) Le variabili dipendenti, cioè la percentuale dei voti per il pci e la dc, rappresentano la quota di voti ottenuti da ciascun partito all'interno della regione alle elezioni nazionali.

I tassi regionali d'inflazione sono stati calcolati sugli indici dei prezzi di consumo riportati in *Annuario Statistico Italiano* (ISTAT, Roma, vari anni). Dal momento che anni diversi sono stati usati in serie storiche diverse, queste sono state legate insieme usando il rapporto della prima sovrapposizione annuale e portando la base al 1976 = 100. La regione Valle d'Aosta è esclusa dall'analisi.

TAB. 4 - Influenza dell'inflazione e della disoccupazione sul voto per il PCI per regione 1953-1979.

Regione	Costante	Inflazione	Disoccupazione	R ²	DW
Piemonte	23.7	.87 (3.8)	-.76 (-1.1)	.68	1.7
Lombardia	19.8	.72 (3.5)	-.52 (-.93)	.73	2.3
Trentino	4.0	.49 (2.8)	.25 (.30)	.76	2.9
Veneto	14.8	.53 (5.0)	-.33 (-1.2)	.84	2.5
Friuli	19.9	.43 (5.4)	-.61 (2.1)	.90	2.9
Liguria	28.8	.69 (3.2)	-.69 (-1.2)	.61	1.7
Emilia-Romagna	43.5	.53 (2.7)	-1.08 (-1.7)	.36	2.1
Toscana	39.2	.72 (3.6)	-.71 (-1.7)	.75	2.2
Umbria	38.7	.95 (2.7)	-.98 (-1.0)	.54	1.9
Marche	29.1	1.14 (2.4)	-1.65 (-1.2)	.57	1.9
Lazio	23.3	.75 (4.3)	-.16 (-.42)	.73	2.0
Abruzzo	24.4	.72 (3.8)	-.56 (-1.2)	.71	1.7
Molise	15.5	.71 (4.0)	-.13 (-.33)	.75	2.0
Campania	22.1	.64 (4.7)	-.31 (-1.1)	.77	2.9
Puglia	25.6	.33 (2.8)	-.19 (-.98)	.60	2.7
Basilicata	26.3	.40 (5.6)	-.19 (-1.4)	.89	2.6
Calabria	21.7	.54 (2.4)	.04 (.11)	.42	2.3
Sicilia	23.5	.24 (2.1)	-.39 (-1.4)	.42	2.5
Sardegna	20.0	.87 (4.5)	-.08 (-.25)	.75	1.2

N = 7.

In parentesi i valori della t di Student.

TAB. 5 - Influenza dell'inflazione e della disoccupazione sul voto per la DC per regione 1953-1979.

Regione	Costante	Inflazione	Disoccupazione	R ²	D.W.
Piemonte	37.7	-.26 (.47)	.38 (.85)	.23	2.0
Lombardia	40.2	-.12 (-.86)	.77 (2.0)	.45	2.0
Trentino	45.2	-.76 (-.18)	-.67 (-.34)	.50	1.6
Veneto	53.8	-.21 (-.2.6)	.10 (.53)	.53	2.3
Friuli	46.2	-.46 (-.2.9)	.003 (0.0)	.59	2.2
Liguria	32.4	-.15 (-.74)	-.75 (1.4)	.09	1.7
Emilia-Romagna	24.2	.03 (.29)	.79 (2.3)	.44	2.1
Toscana	30.3	-.12 (1.06)	.51 (2.1)	.54	2.1
Umbria	30.5	-.10 (-1.3)	.14 (.65)	.04	2.4
Marche	39.0	-.18 (-1.3)	.53 (1.4)	.37	2.5
Lazio	34.4	-.04 (-.36)	.27 (1.0)	.05	2.2
Abruzzo	48.2	-.14 (-.71)	-.25 (-.51)	.06	1.7
Molise	47.9	-.10 (-.34)	.97 (1.4)	.05	1.9
Campania	36.4	.04 (.33)	.46 (1.6)	.15	1.4
Puglia	42.0	-.03 (-.18)	.07 (.27)	.03	1.5
Basilicata	47.1	-.10 (-1.9)	-.06 (-.18)	.22	1.8
Calabria	39.4	-.32 (2.3)	.67 (2.6)	.56	1.7
Sicilia	36.8	-.18 (1.2)	.44 (1.4)	.12	1.8
Sardegna	43.1	-.33 (-2.0)	.14 (.57)	.29	2.3

N = 7

In parentesi i valori della t di Student.

Si può notare come la relazione mostri una notevole stabilità: un aumento dell'inflazione penalizza elettoralmente la DC e favorisce il PCI, mentre l'impatto della disoccupazione presenta l'andamento opposto. Più in dettaglio si osserva che:

— anzitutto circa 2/3 dei coefficienti di regressione sono statisticamente significativi al livello di probabilità 0.10, mentre circa la metà di essi sono al livello 0.05, che appare decisamente un buon risultato con le brevi serie temporali a disposizione;

— in secondo luogo, il segno del coefficiente dell'inflazione è nella direzione attesa in quasi tutte le regioni: è positivo per l'opposizione comunista e negativo per il partito al governo; viceversa, il segno del parametro relativo alla variabile della disoccupazione è, a parte alcune eccezioni, negativo per il PCI e positivo per la DC;

— in terzo luogo, i coefficienti di determinazione multipla R sono in media più grandi nelle equazioni per il PCI che in quelle per la DC, indicando così che l'impatto delle condizioni economiche sull'elettorato comunista è più forte di quanto non sia per quello democristiano. Il che equivale a dire che l'elettorato DC è stato relativamente meno incline a reagire al rendimento economico del proprio partito, mentre il voto per il PCI è anche un voto di protesta contro un insufficiente rendimento economico del governo.

Nel complesso, il test regionale ha dimostrato che nonostante la diversità della cultura politica, della tradizione, e della struttura economica, l'impatto delle condizioni economiche sul comportamento di voto per i due maggiori partiti italiani tende ad essere abbastanza simile nelle varie regioni. Gli elettori, preoccupati per la diminuzione del potere d'acquisto del loro denaro e colpiti da prezzi crescenti esprimono il loro dissenso per il governo dell'economia «premiando» elettoralmente l'opposizione. ma questo processo non è né automatico né estremamente diffuso; i dati suggeriscono che gli elettori democristiani sono infatti abbastanza riluttanti ad abbandonare il loro partito: un incremento percentuale del 10% del tasso dell'inflazione comporta, in media, una perdita di solo l'1,8% del voto nazionale. In modo simile, gli elettori comunisti che reagiscono all'aumento dei prezzi non sembrano «preoccupati» per un aumento della disoccupazione, come è mostrato dall'impatto negativo di questa variabile sul voto PCI.

Non deve essere dimenticato, comunque, che questi risultati provengono da una ricerca sul voto aggregato e conseguentemente debbono essere assunti solo come indicazioni preliminari per ulteriori analisi. Ma, nello stesso tempo, non deve essere sottovalutato il fatto che i due indicatori economici utilizzati sembrano individuare una dimensione importante e sostanziva del comportamento elettorale italiano. Naturalmente la natura dei dati non consente un test delle attitudini individuali, né è ancora possibile comprendere se l'influenza economica «osservata» derivi

da valutazioni dell'elettorato relative alla condizione economica complessiva del Paese, oppure da una insoddisfazione economica «personale» o «familiare» (Kiewiet, 1983).

Pur con questi limiti, tuttavia, sembra plausibile affermare che le condizioni economiche esercitino una influenza sulla scelta elettorale: prezzi crescenti contraggono gli standard di vita della popolazione e la loro insoddisfazione trova espressione nell'urna elettorale, attraverso un voto per il maggiore partito d'opposizione, il PCI. In questo senso, il comportamento degli elettori italiani sembra seguire un modello tradizionale di razionalità, «dando la colpa» al partito al governo per una negativa gestione dell'economia.

A differenza dell'impatto della inflazione sul voto, l'interpretazione del ruolo esercitato dalla disoccupazione nella scelta elettorale è meno immediata: in realtà le stime di regressione indicano che un alto tasso di disoccupazione è associato positivamente con un voto per il partito di governo, quasi a dire che questi risulta avvantaggiato da un inasprimento della quota dei senza lavoro.

È possibile avanzare due spiegazioni alternative di questa enigmatica, ed apparentemente «irrazionale», relazione tra disoccupazione e voto per il partito al governo: o l'elettorato non ritiene il governo responsabile per la mancanza di lavoro (perché viene percepito, ad esempio, che la disoccupazione è imputabile a fluttuazioni di mercato, dove il ruolo e l'intervento del governo è scarsamente presente oppure incisivo, per cui non può in definitiva essere chiamato a renderne conto); oppure, più probabilmente, la positiva relazione tra voto DC e disoccupazione è spuria, riflettendo la debolezza economica della regione e la domanda della popolazione per politiche individuali e compensazioni economiche.

La nostra opinione è che questa seconda interpretazione offre una spiegazione migliore rispetto alla prima, che è invece confutata dall'esperienza quotidiana dell'elettorato. Inoltre, la seconda interpretazione offre un quadro di riferimento «razionale» all'interno del quale situare un comportamento apparentemente «irrazionale» (premiare cioè il responsabile per l'inadeguata domanda di lavoro). Al contrario appare decisamente razionale «scambiare» sostegno elettorale per benefici economico-personali con il partito che può realmente distribuirli, e cioè il partito al governo. Ad esemplificazione di tale processo possiamo prendere in esame il caso delle pensioni di invalidità.

È noto che nella versione italiana del Welfare State la pensione di invalidità è stata una delle modalità centrali per redistribuire reddito, e spesso una «permanente» alternativa al sussidio di disoccupazione. Ora, se si considera la distribuzione geografica nel Paese delle pensioni di invalidità si evidenzia un chiaro pattern: nel 1970 nell'intero Paese vi erano, in media, 91,7 pensioni di invalidità per 100 pensioni di vecchiaia; ma nell'Italia settentrionale questo rapporto era di 62,3, mentre era pari a

127,0 nel Centro e a 149,7 nell'Italia meridionale. Dieci anni più tardi questo «gap pensionistico» appare ancor più ampio: vi sono 72,8 pensioni di invalidità per cento pensioni di vecchiaia al Nord e 290,0 nel Sud (Censis, 1983, 214).

Se viene utilizzato un diverso indicatore, cioè il numero delle pensioni di invalidità espresso come percentuale della forza lavoro, si osserva nuovamente una grande variazione dei valori regionali attorno al valore medio nazionale (pari al 24,0% delle forze lavoro): nel 1980 in Piemonte le pensioni di invalidità rappresentano il 20% della forza lavoro e il 12% in Lombardia, ma il valore sale al 50% in Molise, al 40% negli Abruzzi, al 41,0% in Basilicata e al 38,0% in Sicilia (Censis, 1983, 216). In altre parole, un maggior numero di pensioni è stato assegnato in regioni economicamente più deboli rispetto alle più forti. Considerando, infine, che la probabilità di contrarre una invalidità soggetta a pensione dovrebbe essere distribuita in modo più o meno equilibrato (o casuale) nelle aree territoriali del Paese, mentre il processo di selezione riposa su criteri largamente dipendenti da valutazioni discrezionali, si osserva mediantemente che la forza elettorale della DC e il suo network clientelare seguono assai bene la distribuzione geografica delle pensioni. Ovviamente questo non implica in nessun caso che il voto democristiano possa essere interamente «spiegato» da considerazioni economiche di questa natura; il voto di scambio è infatti solamente una delle determinanti del voto DC; ma il suo impatto offre una spiegazione, ed una esemplificazione, della relazione tra disoccupazione e voto emerso nel corso dell'analisi.

5. Un controllo preliminare con dati individuali

I risultati presentati sino ad ora, sebbene indichino una relazione tra condizione macro-economica e voto, non gettano alcuna luce su come, e se, gli individui-elettori reagiscono in risposta al cambiamento economico.

È interessante quindi sottoporre ad una prima verifica a livello individuale la relazione tra condizione economica e comportamento elettorale, utilizzando i dati dell'Eurobarometro n. 13 (aprile 1980), integrati con dati precedentemente non pubblicati provenienti da domande proposte dalla Doxa al medesimo campione italiano all'epoca in cui l'Eurosondaggio è stato condotto. Tra le «nuove» domande inserite nel sondaggio, alcune sono particolarmente rilevanti per il nostro studio, permettendo di conoscere la condizione economica dell'intervistato e rendendo possibile una verifica dell'ipotesi che una condizione economica personale deteriorata «spinga» l'elettorato a preferire un partito dell'opposizione.

La complessità motivazionale della scelta elettorale, dove coesistono determinanti comportamentali diversificate, implica che la elaborazione di

un modello non può essere fondata esclusivamente su variabili economiche: centrale nel caso italiano è, com'è noto, la dimensione ideologica, nel duplice aspetto sia di un attaccamento tradizionale che nell'identificazione dell'elettorato con i partiti. È ovvio quindi che questa deve essere inserita in un modello di regressione dove, accanto alla importanza centrale in sé della componente ideologica, essa esercita anche una funzione di controllo statistico sulle variabili economiche. Il modello proposto appare quindi della forma:

$$V = b_0 + b_1I + b_2E + \dots + b_kE_k + e \quad (\text{eq. 3})$$

dove:

V è la preferenza politica;

I è una scala ideologica sinistra-destra;

$E_1 \dots E_k$ rappresentano variabili che misurano attitudini economiche; che;
e è l'errore.

Dal momento che la finalità del test non è quella di predire il voto (o la vicinanza) per un singolo partito, associato a determinate condizioni economiche, bensì la propensione dell'elettorato economicamente insoddisfatto a preferire il partito/(i) di opposizione, la variabile dipendente politica non sarà riferita ai singoli partiti, bensì identificherà la preferenza degli intervistati per partiti che all'epoca del sondaggio erano nella coalizione governativa oppure all'opposizione. La variabile dipendente è quindi dicomica, codificata 0 se il partito indicato dall'intervistato era al governo e 1 se era all'opposizione.

Le variabili indipendenti utilizzate sono:

I, una scala ideologica a 10 punti, sinistra-destra, dove l'intervistato si autocolloca;

F, la disponibilità economica della famiglia dell'intervistato e la eventualità di risparmio;

E, la valutazione dell'intervistato relativa alla evoluzione della condizione economica personale, miglioramento o peggioramento, rispetto all'anno precedente;

G, la valutazione dell'intervistato relativa alle priorità che il governo dovrebbe seguire nella sua politica (lotta all'inflazione, lotta alla criminalità, ecc.).

I risultati della stima con il metodo dei minimi quadrati appaiono nella Tab. 6.

I risultati sono interessanti: una volta che l'ideologia dell'intervistato viene tenuta costante (attraverso il controllo statistico offerto dalla regressione multipla, dove l'impatto di ciascuna variabile indipendente sulla dipendente è al netto delle altre; Lewis-Beck, 1980), si osserva che tutte le variabili economiche hanno i segni attesi. Coloro che non presentano

TAB. 6 - Un modello ideologico-economico di scelta partitica (stime di regressione).

$\hat{\diamond} =$	.99	-	.91	-	.05 F	-	0.3 E	+	0.7 G
			(-11.6)		(-3.0)		(-1.7)		(1.9)

$$R^2 = .18 \quad N = 716$$

R^2 è il coefficiente di determinazione multipla; N = l'ampiezza del campione; in parentesi sono i valori della t di Student.

Definizione delle variabili: V = preferenza (vicinanza) partitica: 0 per un partito al governo, 1 per uno all'opposizione; I = una scala ideologica sinistra (1) destra (10); F = consumi familiari: (1) reddito familiare insufficiente, (2) reddito sufficiente, (3) reddito più che sufficiente, permette un risparmio; E = la condizione economica personale rispetto all'anno passato è peggiorata (-1), migliorata (1), è rimasta la stessa (0); G = il Governo dovrebbe dare priorità alla lotta all'inflazione (1), a qualcosa non economico (0).

I dati provengono dall'Eurobarometro n. 13, aprile 1980 e dalla Doxa, che non hanno nessuna responsabilità per l'analisi e le interpretazioni qui presentate.

difficoltà economiche familiari (F), che possono così risparmiare qualcosa ogni mese, tendono in media a sentirsi «vicini» ad uno dei partiti di governo, così come fanno gli intervistati la cui personale situazione economica è migliorata rispetto all'anno precedente (E); mentre chi pensa che il governo dovrebbe dare priorità alla lotta all'inflazione preferisce con maggiore probabilità uno dei partiti di opposizione. È da notare, poi, che tutti i coefficienti di regressione sono statisticamente significativi al livello di probabilità 0,05 ($t > |1.64|$, test a una coda); il valore del coefficiente $R^2 = .18$, indica che le considerazioni economiche non sono irrilevanti per la scelta politica. Tuttavia, l'ampia quota di varianza non spiegata dal modello suggerisce che altre motivazioni, solo parzialmente «catturate» dalla variabile ideologica I, sono importanti nel guidare la scelta elettorale. Nel contempo è altresì evidente che gli elettori scontenti per la propria situazione economica hanno una maggiore probabilità di sentirsi vicini a partiti dell'opposizione rispetto agli elettori economicamente soddisfatti.

6. Conclusione

Il presente studio ha investigato l'influenza delle condizioni economiche sulle preferenze politiche dell'elettorato italiano.

L'impatto dell'economia sembra importante anche se non assoluto, come era atteso date le difficoltà intrinseche in una semplice derivazione del modello del voto razionale in un sistema multipartitico polarizzato. Tuttavia, l'inflazione si configura come un elemento non secondario nel «determinare» la scelta elettorale. L'analisi aggregata indica, in particolare, che un incremento percentuale unitario del tasso di inflazione «produ-

ce» in media una flessione del .18% del voto democristiano mentre aumenta quello comunista del .55%.

In contrasto con le nostre aspettative, e con le interpretazioni standard del voto razionale, la disoccupazione ha una influenza negativa sul livello del sostegno elettorale comunista. Questo risultato, sebbene contraddittorio, è lontano tuttavia dal suggerire il rigetto di un approccio economico nell'analisi del comportamento elettorale perché inappropriato. Al contrario, esso evidenzia la necessità di proseguire su questo filone di ricerca, dal momento che ancora troppo poco è conosciuto di come condizioni economiche, mediate da variabili non economiche, influenzino il comportamento di voto. Nel caso italiano infatti, l'evidenza empirica è ancora scarsa e, sebbene la ricerca con dati aggregati e l'analisi ecologica possano ulteriormente migliorare la comprensione del fenomeno elettorale, l'utilizzo di sondaggi e analisi di tipo panel appaiono improcrastinabili.

Il test sul sondaggio Eurobarometro rappresenta quindi un tentativo in questa direzione: i risultati sembrano confermare l'ipotesi che l'insoddisfazione economica «spinga» l'elettore ad un voto per l'opposizione, ma il carattere preliminare dell'analisi implica la necessità di studi ancora più approfonditi.

BIBLIOGRAFIA

- ARCELU, FRANCISCO and ALLAN H. MELTZER (1975), «The effect of economic Variables on Congressional Elections», *American Political Science Review*, 69, pp. 1232-1239.
- BARTOLINI, BARBARA (1977), «Insediamento subculturale e distribuzione dei suffragi», in ARTURO PARISI e GIANFRANCO PASQUINO (a cura di), *Continuità e mutamento elettorale in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- BLOOM, HOWARD S. and H. DOUGLAS PRICE (1975), «Voter Response to Short-Run Economic Condition: The Asymmetric Effect of Prosperity and Recession», *American Political Science Review*, 69, pp. 1240-1254.
- BUDGE I. and FARLIE D. (1977), *Voting and Party Competition. A Theoretical Critique and Synthesis Applied to Surveys From Ten Democracies*, London, John Wiley and Sons.
- CENSIS (1983), *Spesa pubblica e politica sociale*, Milano, Franco Angeli.
- DOWN, ANTHONY (1957), *An Economic Theory of Democracy*, New York, Harper & Row.
- FIORINA, MORRIS (1978), «Economic Retrospective Voting in American National Elections. A Microanalysis», *American Journal of Political Science*, 22, pp. 426-443.
- FIORINA, MORRIS (1981), *Retrospective Voting in American National Elections*, New Haven and London, Yale University Press.

- FREY, BRUNO S. (1978), *Modern Political Economy*, New York, John Wiley and Sons.
- FREY, BRUNO and FRIEDRICH SCHNEIDER (1980), «Popularity Functions: The Case of the U.S. and West Germany», in PAUL WITELY (ed.), *Models of Political Economy*, London and Beverly Hills, Sage Publications.
- FREY, BRUNO and GARBERS H. (1972), «Der Einfluss wirtschaftlicher Variabler auf die Populartat der Regierung», in *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik*, Band 186, pp. 281-295.
- GALLI, GIORGIO (a cura di) (1968), *Il Comportamento Elettorale in Italia*, Bologna, Società Editrice il Mulino.
- GALLI, GIORGIO and ALFONSO PRANDI (1970), *Patterns of Political Participation in Italy*, New Haven and London, Yale University Press.
- GOODMAN, SAUL and GERALD H. KRAMER (1975), «Comment on Arcelus and Meltzer, the Effect of Aggregate Economic Conditions on Congressional Elections», *American Political Science Review*, 69, pp. 1255-1265.
- KELEJIAN, HARRY H. and WALLACE E. OATES (1974), *Introduction to Econometrics*, New York, Harper & Row.
- KIEVIT, D. RODERICK (1983), *Macroeconomics and Micropolitics*, Chicago, University of Chicago Press.
- KINDER, D. R. and D. R. KIEVIT (1979), «Economic Discontent and Political Behavior: The Role of Personal Grievances and Collective Economic Judgements in Congressional Voting», *American Journal of Political Science*, 23, pp. 495-525.
- KRAMER, GERALD (1971), «Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964», *American Political Science Review*, 65, pp. 131-143.
- LEWIS-BECK, MICHAEL S. (1980), *Applied Regression Analysis. An Introduction*, Beverly Hills, Sage.
- LEWIS-BECK, MICHAEL and PAOLO BELLUCCI (1982), «Economic Influences on Legislative Elections in Multiparty Systems: France and Italy», *Political Behavior*, 4, pp. 93-107.
- MADSEN, HENRIK J. (1980), «Electoral Outcomes and Macro-Economic Politics: The Scandinavian Cases», in PAUL WHITELEY (ed.), *op. cit.*
- MANNHEIMER, RENATO (1980), «Un'analisi territoriale del calo comunista», in ARTURO PARISI (ed.), *op. cit.*
- MONROE, KRISTEN R. (1979), «Econometric Analysis of Electoral Behavior: A Critical Review», *Political Behavior*, 1, pp. 137-173.
- PALDAM, MARTIN (1981), «A Preliminary Survey of Theories and Findings on Vote and Popularity Functions», *European Journal of Political Research*, 9, pp. 181-199.
- PARISI, ARTURO e GIANFRANCO PASQUINO (eds.) (1977), *Continuità e mutamento elettorale in Italia*, Bologna, Società Editrice Il Mulino.
- PINDYCK, ROBERT S. and DANIEL L. RUBINFELD (1981), *Econometric Models and Economic Forecasts*, 2nd edition, New York, McGraw-Hill Book Company.
- ROSA, JEAN JACQUES (1980), «Economic Conditions and Elections in France», in PAUL WHITELEY (ed.), *op. cit.*
- ROSA, JEAN JACQUES and DANIEL AMSON (1976), «Conditions Economiques et Elections: Une Analyse Politico-Econometrique (1920-1973)», *Revue Française de Science Politique*, 26, pp. 1101-1124.
- SANI, GIACOMO (1973), «Fattori determinanti delle preferenze partitiche in Italia», in *Rivista Italiana di Scienza Politica*, 3, pp. 129-143.
- SANI, GIACOMO (1978), «La composizione degli elettorati comunista e democristiano», in ALBERTO MARTINELLI e GIANFRANCO PASQUINO (eds.), *La politica nell'Italia che cambia*, Milano, Feltrinelli.
- SANTAGATA, WALTER (1982), «On the demand for macroeconomic outcomes and politicians beliefs. The Italian Case, Working Paper n. 4. Laboratorio di Economia Politica, Università degli studi di Torino.
- SARTORI, GIOVANNI (1976), *Parties and Party Systems. A Framework for Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.

- STIGLER, GEORGE J. (1973), «General Economic Conditions and National Elections», *American Political Science Review*, 63, pp. 160-167.
- TUFTE, EDWARD R. (1975), «Determinants of the Outcomes of Midterm Congressional Elections», *American Political Science Review*, 69, pp. 812-826.
- WHITELEY, PAUL (ed.), *Models of Political Economy*, London and Beverly Hills, Sage Publications.

RÉSUMÉ

Les études du comportement électoral, en Italie, ont été principalement axées sur des explications idéologiques du soutien électoral des partis. Partant d'une telle approche rationnelle (*rational choice*), cet article analyse l'importance et l'impact de l'ensemble des conditions économiques sur les préférences politiques de l'électorat italien au cours de la période comprise entre 1953 et 1979. Sans négliger, naturellement, le poids des liens idéologiques et surtout avec les partis, il est mis en évidence ici comment des considérations de nature économique jouent un rôle important dans les choix des partis par l'électorat. Il résulte, en effet, qu'un taux croissant d'inflation réduit la force électorale de la Démocratie Chrétienne, tandis qu'elle «prime», au contraire, l'opposition communiste. Un chômage croissant donne un résultat inverse; ce qui révèle l'importance du rapport économique qui unit les électeurs aux partis dans le système italien; un rapport qui peut être éclairé, toutefois, par un cadre explicatif rationnel.

ABSTRACT

Studies on Italian electoral behavior have mainly relied on ideological explanations of party support. Taking a rational choice approach this paper assesses the relevance and the impact of aggregate economic conditions upon the political preferences of the Italian electorate in the period 1953-1979. Without neglecting the strength of ideological and cultural ties with parties, it is found that economic considerations do play an important role for Italian electors. Increasing inflation reduces the electoral strength of the Christian Democratic Party while it rewards the Communist opposition. Growing unemployment shows an opposite trend thus pointing out the peculiarity of the economic relationship that links electors to parties in the Italian system, which can be accounted for within a rational framework.

LES ELECTIONS MUNICIPALES FRANÇAISES DE MARS 1983. LE COMPORTEMENT POLITIQUE DES GRANDES VILLES

par JACQUES JOLY et ALAIN JOURDAN