

IL VIDEO E IL VOTO. GLI EFFETTI DELL'INFORMAZIONE POLITICA TELEVISIVA SULLE ELEZIONI DEL 1996

di Maurizio Pisati

Il problema

All'indomani delle ultime elezioni europee nel nostro paese è tornato alla ribalta un tema che già negli scorsi anni aveva movimentato il dibattito politico: la regolamentazione dell'informazione politica televisiva. Da un lato, la coalizione di governo ha sostenuto con forza la necessità di elaborare una legge organica in grado di garantire pienamente la cosiddetta *par condicio*, proseguendo così lungo la strada tracciata nel 1995 dai decreti-legge Gambino, scaduti prima delle elezioni europee. Dall'altro, gli esponenti del Polo hanno ribadito e sottolineato il carattere illiberale delle forme di regolamentazione proposte dalla maggioranza, viste come strumenti finalizzati a limitare gli spazi di informazione e, in ultima analisi, a compromettere la piena libertà di scelta degli elettori.

Come si ricorderà, la questione della *par condicio* emerse in tutta la sua rilevanza nel 1994 quando Silvio Berlusconi, proprietario delle tre reti televisive nazionali Fininvest, decise di «scendere in campo» dando vita a un nuovo raggruppamento politico di centro-destra: Forza Italia. L'ingresso nell'arena politica di un concorrente così peculiare fece nascere – all'interno della coalizione di centro-sinistra e di parte dell'opinione pubblica – il timore che l'imminente competizione elettorale potesse essere falsata dallo squilibrio esistente fra i diversi schieramenti in termini di opportunità di accesso a un mezzo di comunicazione così importante come la televisione¹. Agli occhi di

Desidero ringraziare Gary King, per avermi chiarito alcuni importanti aspetti del suo approccio interpretativo, e un anonimo referee, per le sue dettagliate e proficue osservazioni su una versione precedente di questo articolo.

¹ Sulla rilevanza del mezzo televisivo si rinvia a Sartori (1989; 1999).

molti, la vittoria del Polo delle libertà alle elezioni politiche del 1994 non fece che confermare i timori della vigilia. Il successo elettorale di Berlusconi e dei suoi alleati, infatti, venne da più parti interpretato come «evento mediatico», cioè considerato – almeno in parte – il frutto di un abile e dovizioso uso dello strumento televisivo a fini propagandistici da parte della coalizione di centro-destra (Ricolfi 1994; 1997). Così, non appena il «ribaltone» che diede vita al governo Dini creò le appropriate condizioni politiche, il centro-sinistra cercò di correre ai ripari reclamando provvedimenti legislativi in grado di riequilibrare le opportunità di accesso delle diverse forze politiche ai mezzi di comunicazione televisivi, con l'obiettivo di eliminare l'«effetto Fininvest» dalla competizione elettorale. I decreti-legge Gambino rappresentarono il primo passo concreto in questa direzione.

Come si è accennato in apertura di paragrafo, dopo che le ultime elezioni europee hanno evidenziato un rafforzamento del Polo a scapito della coalizione di governo, quest'ultima è tornata a invocare con toni decisi la *par condicio*, mentre gli esponenti del centro-destra hanno ricominciato a lanciare strali contro la volontà dell'attuale maggioranza di imporre nuove norme «illiberali e antidemocratiche». Il conflitto fra i due schieramenti ha assunto toni ancora più aspri dopo che, nello scorso febbraio, il Senato ha approvato in via definitiva il disegno di legge sulla *par condicio* proposto dal centro-sinistra².

Al di là dei principi declamati da una parte e dall'altra, i contenuti e le dinamiche di questo scontro politico suggeriscono che il vero oggetto del contendere è il «vantaggio competitivo» di cui il Polo sarebbe in grado di disporre in virtù del fatto che il suo leader controlla tre reti televisive nazionali. In altri termini, il dibattito in corso indica che tanto i rappresentanti della coalizione di centro-sinistra quanto quelli dell'alleanza di centro-destra condividono una credenza fondamentale: l'informazione politica televisiva – diffusa mediante «spot» pubblicitari, notiziari, tribune politiche, programmi di intrattenimento e quant'altro – influisce sulle scelte di voto degli elettori. Poiché il Polo, grazie alle reti televisive possedute da Berlusconi, è in grado di controllare una quota di informazione politica televisiva superiore a quella controllabile dal centro-sinistra, il logico

² La legge, intitolata «Disposizioni per la parità di accesso ai mezzi di informazione durante le campagne elettorali e referendarie e per la comunicazione politica», è stata pubblicata sulla Gazzetta Ufficiale n. 43 del 22 febbraio 2000.

corollario di questa credenza è che – a parità di ogni altra condizione – l'attuale opposizione ha maggiori possibilità di influenzare a proprio favore le scelte di voto degli elettori di quante ne abbia la maggioranza.

Naturalmente questa conclusione – così come l'acceso conflitto politico al quale ha dato vita – ha un senso solo se la credenza fondamentale sulla quale essa si basa risulta valida. Tale validità, tuttavia, è tutt'altro che scontata. Gli effetti esercitati dai mass media in generale e dalla televisione in particolare sull'orientamento politico e sulle scelte di voto degli elettori sono stati analizzati dagli scienziati sociali fin dagli anni quaranta, quando Berelson e Lazarsfeld realizzarono i loro pionieristici studi sul comportamento elettorale dei cittadini statunitensi (Lazarsfeld, Berelson e Gaudet 1944; Berelson, Lazarsfeld e McPhee 1954). Da allora sono passati più di cinquant'anni, nel corso dei quali sono stati raccolti numerosi dati le cui analisi hanno fatto emergere un fenomeno complesso e sfaccettato, senza però giungere a conclusioni generali e definitive (Mazzoleni 1984; Harrop e Miller 1987). Come hanno sottolineato gli autori di alcuni degli studi più recenti (Bartels 1993; Freedman e Goldstein 1999; Jackman 1999), la relazione fra esposizione ai mass media e comportamento politico è così complessa che per analizzarla in modo accurato, mettendo in luce i meccanismi che la governano, è necessario adottare approcci metodologici molto più sofisticati di quelli comunemente utilizzati dagli studiosi del settore.

Se prendiamo in esame lo «stato dell'arte» nel nostro paese, dobbiamo concludere che l'indeterminatezza che circonda gli studi sulla relazione fra mass media e comportamento di voto deriva non tanto dalla complessità del tema o dall'adozione di disegni della ricerca non appropriati, quanto dalla sostanziale assenza di una tradizione di ricerca empirica sull'argomento. Focalizzando l'attenzione sullo specifico oggetto del presente articolo – cioè l'influenza della televisione sulle scelte di voto – possiamo constatare che, a tutt'oggi, le analisi empiriche disponibili in letteratura sono solo due: quella di Ricolfi (1994) e quella di De Lucia (1996). Entrambi gli studi, pur basandosi su disegni della ricerca e tecniche di analisi dei dati molto differenti, sono giunti a conclusioni sostanzialmente simili: in occasione delle elezioni politiche del 1994 le scelte degli elettori sono state condizionate in modo significativo dal tipo e dal grado di esposizione ai programmi televisivi. In particolare, Ricolfi

e De Lucia hanno mostrato come l'esposizione alle reti televisive Fininvest abbia accresciuto in misura sostanziale la propensione degli elettori a votare Forza Italia. Inoltre, sulla base di alcune analisi preliminari, Ricolfi (1997) ha stimato la presenza di un analogo «effetto Tv» – seppure di minore intensità – anche nelle elezioni politiche del 1996.

Dunque, le due analisi empiriche realizzate nel nostro paese sul tema «voto e televisione» suggeriscono che lo scontro sulla *par condicio* ha un certo fondamento. Tuttavia, un'attenta analisi degli articoli di Ricolfi (1994) e De Lucia (1996) mostra che i due studiosi potrebbero avere sovrainterpretato i risultati delle loro analisi, attribuendo alle proprie conclusioni un grado di «certezza» superiore a quello concesso dai dati a loro disposizione. Parlando delle elezioni politiche del 1994, Ricolfi (1994, 1039) ha stimato «in 4 milioni il numero *minimo* di voti movimentati dal sistema radiotelevisivo», mentre De Lucia (1996, 119) ha concluso affermando che «constatare che alcuni milioni di elettori hanno spostato il loro voto attraverso il condizionamento della televisione è un dato di grande rilevanza». Entrambe queste conclusioni sono troppo «certe», cioè offrono al lettore un senso di precisione delle stime che le analisi – almeno così come sono state presentate dagli autori nei loro articoli – non giustificano. Pertanto, sebbene gli studi di Ricolfi e De Lucia dimostrino in modo efficace che l'esposizione ai programmi televisivi ha influito significativamente sulle scelte di voto espresse dagli italiani in occasione delle elezioni politiche del 1994, nessuno dei due fornisce una stima attendibile dell'*intensità* di tale influenza.

Il presente articolo si propone di analizzare la relazione fra televisione e comportamento elettorale con un duplice obiettivo: sul piano sostantivo vuole offrire una stima quantitativa attendibile dell'influenza complessiva esercitata dall'informazione politica televisiva sui risultati delle elezioni politiche del 1996; sul piano metodologico, invece, vuole illustrare un procedimento di analisi dei dati – recentemente introdotto da King e colleghi (King, Tomz e Wittenberg 2000) – che consente di valutare in modo relativamente preciso il grado di *incertezza* che circonda tale stima. Il resto dell'articolo è organizzato come segue. Nel prossimo paragrafo verranno presentati i dati, le variabili e le tecniche utilizzate nell'analisi. Nel terzo paragrafo, invece, saranno illustrati i risultati delle analisi. Il quarto paragrafo, infine, sarà dedicato alle osservazioni conclusive.

Dati, variabili e tecniche di analisi

I dati utilizzati in questo articolo sono stati tratti dall'indagine effettuata dall'Istituto Cattaneo di Bologna all'indomani delle elezioni politiche del 21 aprile 1996 (Corbetta e Parisi 1997). Si tratta di un'indagine condotta su un campione nazionale di elettori italiani tramite intervista telefonica basata su questionario strutturato. Le interviste sono state realizzate nel periodo compreso fra il 2 e il 20 maggio 1996³.

Ai fini del presente studio, i dati in questione presentano tre problemi: *a*) a causa del particolare *pattern* di rifiuti all'intervista, il campione risulta distorto, cioè non pienamente rappresentativo della popolazione di riferimento in termini delle principali variabili socio-demografiche; *b*) quasi un sesto dei 2.502 soggetti che hanno accettato l'intervista si è rifiutato di dichiarare il proprio comportamento di voto; e *c*) come spesso si verifica nelle indagini di questo tipo (Van der Eijk e Niemöller 1979), le dichiarazioni di voto rese dai rimanenti 2.116 intervistati non riflettono fedelmente i risultati elettorali ufficiali; in particolare, risulta ampiamente sovrarappresentata la quota degli elettori dell'Ulivo, mentre appare decisamente sottorappresentata l'area dell'astensione.

Per ovviare a questi problemi e attenuare i loro effetti distorcenti sui risultati delle analisi (Lee, Forthofer e Lorimor 1989) ho innanzitutto verificato – mediante una regressione logistica binomiale – il grado di sistematicità delle mancate dichiarazioni di voto. Poiché tale sistematicità è risultata piuttosto contenuta⁴, ho deciso di eliminare *tout court* dal campione i 386 soggetti reticenti (pari al 15,4% del totale). Sebbene si tratti di una strategia subottimale, i dati suggeriscono che questa riduzione del campione dovrebbe limitarsi a diminuire l'efficienza delle stime, senza però intaccarne in modo sostanziale la correttezza.

In secondo luogo, per correggere sia la mancata rappresentatività del campione in termini delle principali variabili socio-

³ Per maggiori dettagli sull'indagine si veda Corbetta e Parisi (1997, 363-391).

⁴ La propensione a non dichiarare il proprio comportamento di voto appare leggermente maggiore fra le donne, le persone meno istruite, gli individui che si recano a messa almeno due volte al mese e i soggetti residenti nelle regioni meridionali e insulari. Non esercitano, invece, alcun effetto significativo le dimensioni del comune di residenza, l'età e la classe occupazionale.

demografiche, sia la distorsione presente nelle dichiarazioni di voto, ho ritenuto opportuno «pesare» i 2.116 casi rimasti nel campione. I coefficienti di ponderazione necessari per questa operazione sono stati ottenuti mediante una procedura iterativa a due stadi (Voss, Gelman e King 1995, 113-115) basata su due distinte matrici di pesi: la matrice dei pesi socio-demografici⁵, di volta in volta calcolata utilizzando come riferimento i dati dell'*Indagine Multiscopo* Istat del 1995; e la matrice dei pesi elettorali, di volta in volta calcolata utilizzando come riferimento i risultati elettorali ufficiali⁶.

Una volta ponderati, i dati sono stati analizzati facendo ricorso alla regressione logistica, che rappresenta la tecnica statistica più appropriata per l'analisi delle scelte discrete (King 1989). Più precisamente, per stimare l'influenza complessiva esercitata dall'informazione politica televisiva sui risultati elettorali del 1996 ho effettuato un'analisi sequenziale a due stadi (Liao 1994):

1) nel primo stadio è stata assunta come variabile dipendente la risposta alla domanda «Lei è andato/a a votare alle elezioni politiche che si sono tenute il 21 aprile scorso?» (tab. 1). Trattandosi di una domanda con due sole possibilità di risposta (sì o no), in questa prima fase i dati sono stati analizzati utilizzando la regressione logistica binomiale;

2) nel secondo stadio dell'analisi sono stati presi in considerazione solo gli individui che hanno dichiarato di essersi effettivamente recati alle urne il 21 aprile 1996, assumendo come variabile dipendente il voto da essi espresso nell'elezione dei rappresentanti alla Camera dei deputati, quota maggioritaria (tab. 1). In questo caso, poiché le opzioni fra cui scegliere erano più di due (compresi il voto «bianco» e quello «nullo»), i dati sono stati analizzati impiegando la regressione logistica multinomiale.

In entrambi gli stadi dell'analisi la variabile dipendente è stata modellata come funzione di *a*) un indicatore di informazione politica televisiva; e *b*) un insieme di sette variabili di controllo. L'indicatore di informazione politica televisiva rappre-

⁵ Tale matrice è stata costruita a partire dalla distribuzione congiunta di quattro variabili: sesso, titolo di studio, classe di età e zona geopolitica di residenza. Per la definizione di queste variabili si veda più sotto.

⁶ Questi dati sono stati ricavati dagli articoli di Caramani (1996, 589) e D'Alimonte e Bartolini (1996, 658-659).

TAB. 1. *Definizione delle variabili dipendenti utilizzate nell'analisi sequenziale e distribuzioni di frequenze percentuali corrispondenti (valori ponderati)*

PRIMO STADIO (REGRESSIONE LOGISTICA BINOMIALE)		SECONDO STADIO (REGRESSIONE LOGISTICA MULTINOMIALE)	
«Lei è andato/a a votare alle elezioni politiche che si sono tenute il 21 aprile scorso?»		Voto espresso alle elezioni politiche del 1996 – Camera dei deputati, quota maggioritaria	
1 = No	17,1%	1 = Ulivo e alleati	41,4%
0 = Sì	82,9%	2 = Polo e alleati	37,3%
		3 = Lega	10,0%
		4 = Altri	3,4%
		5 = Voti non validi	7,9%
N. casi effettivi = 2.116 N. casi ponderati = 2.116		N. casi effettivi = 2.046 N. casi ponderati = 1.754	

sentia la variabile cruciale dell'intera analisi ed è stato ricavato dalla seguente domanda: «Vorrei ora chiederle in che modo si è tenuto/a informato/a sulle elezioni durante la recente campagna elettorale. Da dove trae in prevalenza le Sue informazioni sulla politica?». Le risposte possibili erano cinque: televisione, giornali, settimanali, radio, altro. Ai fini dell'analisi ho raggruppato queste categorie di risposta in due classi distinte, contrapponendo la televisione a tutte le altre fonti di informazione politica⁷. Come si può vedere, non si tratta di un indicatore di informazione politica televisiva particolarmente sofisticato, in quanto non consente di individuare le fonti dell'informazione (quali programmi di quali reti televisive), né di misurare il tempo di esposizione a tali fonti. Tuttavia, nella sua semplicità l'indicatore prescelto è in grado di servire bene e senza ambiguità lo scopo principale di questo articolo: offrire una stima quantitativa dell'influenza netta esercitata complessivamente (cioè da tutte le fonti e a tutti i livelli di esposizione possibili) dalla televisione – *intesa come fonte primaria di informazione politica* – sulle scelte elettorali espresse dagli italiani alle elezioni politiche del 1996.

Passando, infine, alle variabili di controllo, come già accennato entrambi i modelli ne includono sette: a) zona geopolitica

⁷ Se consideriamo l'intero campione di lavoro (ponderato), gli individui che hanno dichiarato di trarre la maggior parte delle loro informazioni politiche dalla televisione sono il 74,1%. Se consideriamo solo coloro che hanno dichiarato di avere partecipato al voto, questo valore scende lievemente (73,5%).

di residenza, articolata in quattro categorie (Nord-Ovest, Nord-Est, rossa, meridionale)⁸; *b*) dimensioni del comune di residenza, articolate in quattro categorie (fino a 10mila abitanti, da 10 a 100mila abitanti, da 100 a 250mila abitanti, più di 250mila abitanti); *c*) sesso; *d*) classe di età, articolata in cinque categorie (18-29 anni, 30-39 anni, 40-49 anni, 50-59 anni, 60 anni e più); *e*) livello di istruzione, articolato in due categorie (fino alla licenza media, diploma o laurea); *f*) classe occupazionale⁹, articolata in otto categorie (liberi professionisti e imprenditori, commercianti e artigiani, dirigenti del settore privato, dirigenti del settore pubblico, impiegati del settore privato, impiegati del settore pubblico, operai del settore privato, operai del settore pubblico); e *g*) frequenza di partecipazione alla messa, articolata in tre categorie (meno di una volta al mese, circa una volta al mese, due o più volte al mese). È opportuno sottolineare il fatto che queste variabili sono state incluse nell'analisi esclusivamente con funzioni di controllo, cioè per eliminare eventuali componenti spurie dalla stima dell'influenza esercitata dall'informazione politica televisiva sulle scelte di voto. Di conseguenza, gli effetti esercitati da tali variabili non saranno presi in alcuna considerazione nella discussione dei risultati.

Analisi e risultati

Come già accennato, il primo stadio della nostra analisi sequenziale aveva lo scopo di stimare l'effetto netto esercitato dalla televisione (intesa come fonte primaria di informazione politica) sulla probabilità di astensione *stricto sensu*, cioè sulla probabilità di *non* essersi recati alle urne in occasione delle elezioni politiche del 1996. I risultati ottenuti applicando ai dati ponderati il modello di regressione logistica binomiale descritto nel paragrafo precedente mostrano che tale effetto è sostanzialmente *nullo*. La tabella 2 illustra in forma sinottica l'evidenza a so-

⁸ Il Nord-Ovest comprende la Valle d'Aosta, il Piemonte, la Liguria e la Lombardia. Nel Nord-Est sono inclusi il Friuli-Venezia Giulia, il Trentino-Alto Adige e il Veneto. La zona rossa è formata da Emilia-Romagna, Marche, Toscana e Umbria. Infine, la zona meridionale comprende le rimanenti regioni.

⁹ Per coloro che hanno esperienza lavorativa, questa variabile corrisponde alla propria occupazione attuale o più recente (rispetto al momento dell'intervista). Per gli individui che non hanno mai lavorato, invece, la variabile è stata ricavata dall'occupazione attuale o più recente del capofamiglia.

TAB. 2. *Modello di regressione logistica binomiale per l'analisi della probabilità di astensione alle elezioni politiche del 1996: statistiche rilevanti*

TV principale fonte di informazione politica?	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$	z	Prob.	$\overline{\Delta Pr/\Delta x}$
No ^a	0	–	–	–	–
Sì	0,098	0,346	0,283	0,778	1,2%

^a Categoria di riferimento.

Legenda:

$\hat{\beta}$ = stima di massima verosimiglianza dell'effetto

$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$ = stima robusta (Huber-White) dell'errore standard dell'effetto

z = rapporto fra la stima dell'effetto e il suo errore standard

Prob. = livello di significatività empirico della stima

$\overline{\Delta Pr/\Delta x}$ = effetto marginale discreto medio sulla probabilità

stegno di questa conclusione¹⁰. Il dato da considerare è la stima di massima verosimiglianza dell'effetto netto esercitato dalla televisione ($\hat{\beta}$) che, come si può vedere, assume un valore pari a 0,098 unità *logit*¹¹. Essendo positivo, questo valore ci dice che – a parità di ogni altra condizione – la televisione (intesa come fonte primaria di informazione politica) *aumenta* la probabilità di non recarsi alle urne. Ma di quanto? Poiché gli effetti stimati dalla regressione logistica sono espressi in unità *logit* – cioè in logaritmi naturali di rapporti fra probabilità (nota 10) – il valore 0,098, in sé, ci dice poco. Per renderlo più eloquente è necessario «tradurlo» nell'unità di misura originale, cioè la probabilità. Effettuando questa trasformazione si ottiene il coefficiente riportato nell'ultima colonna della tabella 2¹². Semplificando, tale coefficiente ci dice che l'esposizione alla televisione come fonte primaria di informazione politica aumenta la probabilità di astensione di un esiguo 1,2%. Oltre a essere sostanzialmente irrilevante, questo valore risulta *non* significativamente diverso da zero secondo i criteri classici dell'inferenza statistica (prob. = 0,778). Dunque, i risultati emersi dal primo stadio della no-

¹⁰ I risultati completi dell'analisi non vengono qui riportati per motivi di spazio. I lettori interessati possono farne richiesta all'autore.

¹¹ Sebbene nei modelli di regressione logistica binomiale la variabile dipendente di interesse sia la probabilità P che un dato evento si verifichi (nel nostro caso l'evento in questione è l'astensione elettorale), gli effetti $\hat{\beta}$ vengono di fatto stimati assumendo come variabile dipendente la funzione *logit* di tale probabilità: $\text{logit}(P) = \ln(P / (1 - P))$.

¹² Tecnicamente, questo valore è denominato «impatto marginale discreto medio» sulla probabilità di astensione (Long 1997, 75-79).

stra analisi attestano l'*assenza* di qualsiasi relazione significativa fra informazione politica televisiva e propensione all'astensione elettorale.

Questo risultato «nullo» suggerisce che per stimare l'effetto complessivo esercitato dalla televisione sul comportamento di voto è sufficiente focalizzare l'attenzione sul secondo stadio dell'analisi, limitandosi quindi a considerare gli individui che hanno dichiarato di essersi effettivamente recati alle urne in occasione delle elezioni politiche del 1996. La tabella 3 mostra i risultati ottenuti applicando a questi individui il modello di regressione logistica multinomiale illustrato nel paragrafo precedente. Come si può vedere, nella tabella sono riportate quattro serie di stime di parametri β , ognuna delle quali rappresenta il confronto fra la probabilità di votare per lo schieramento assunto come categoria di riferimento (l'Ulivo) e la probabilità di effettuare una delle altre scelte possibili (voto per il Polo, voto per la Lega, voto per altri partiti, scheda bianca o nulla). All'interno di ciascun confronto, gli effetti netti esercitati dalle diverse variabili indipendenti sono espressi in unità *logit* (esattamente come nel caso della regressione logistica binomiale) e assumono un valore positivo se aumentano la propensione a optare per la scelta alternativa (anziché per l'Ulivo), mentre assumono un valore negativo se aumentano la propensione a votare per l'Ulivo (anziché optare per la scelta alternativa)¹³. Per fare un esempio, il fatto che il parametro associato alla categoria «donne» della variabile «sesso» assuma – nel confronto fra Polo e Ulivo – un valore pari a $-0,155$ significa che, a parità di ogni altra condizione, la propensione a votare per il Polo *anziché* per l'Ulivo è minore fra le donne che fra gli uomini¹⁴.

Sebbene questa sia la forma nella quale i risultati della regressione logistica multinomiale vengono tipicamente riportati nella letteratura politologica e sociologica, bisogna ammettere che le informazioni contenute nella tabella 3, per quanto complete, sono ben lungi dall'essere immediatamente intelligibili, perfino agli occhi di un lettore esperto. Se ci limitiamo a consi-

¹³ In generale, la propensione ad effettuare la scelta A *anziché* la scelta B corrisponde al rapporto fra la probabilità di scegliere A e la probabilità di scegliere B. Nella letteratura anglosassone questa propensione (o rapporto fra probabilità) è nota come *odds* (Liao 1994, 12-16).

¹⁴ Per un'esposizione più dettagliata del modo in cui si interpretano i risultati standard di una regressione logistica multinomiale applicata all'analisi di dati elettorali si veda Pisati (1997).

derare i quattro parametri associati alla variabile indipendente principale (cioè quelli che esprimono l'«effetto Tv»), possiamo constatare che essi risultano globalmente significativi al livello $\alpha = 0,10^{15}$. Tuttavia, poiché tali parametri sono espressi in unità *logit*, non è facile capire quale sia la loro effettiva intensità, né quantificare il grado di incertezza che circonda le loro stime. Inoltre, trattandosi di una regressione logistica multinomiale con variabile dipendente a cinque categorie, ci troviamo a dover interpretare simultaneamente i risultati di quattro equazioni indipendenti, alle quali corrispondono dieci possibili confronti fra coppie di opzioni.

Per ovviare a questi problemi di interpretazione, recentemente King e colleghi (King, Tomz e Wittenberg 2000) hanno introdotto una procedura di analisi che consente di «tradurre» informazioni statistiche complesse – come quelle riportate nella tabella 3 – in un insieme di valori di immediata comprensione. Tale procedura si basa sul concetto di simulazione stocastica (Mooney 1997) che, in un certo senso, ricalca la logica delle indagini campionarie. Quando un ricercatore vuole studiare una determinata popolazione, estrae da essa un campione rappresentativo di soggetti e lo utilizza per stimare le caratteristiche di interesse della popolazione stessa. La simulazione stocastica segue una logica molto simile, ma anziché estrarre un campione di soggetti da una popolazione reale, estrae casualmente un certo numero di valori da una distribuzione statistica teorica. I valori così ottenuti possono essere utilizzati – al «naturale» o dopo opportune trasformazioni – per stimare empiricamente alcune caratteristiche di interesse della distribuzione stessa, come la media, la moda o la deviazione standard (Mooney 1997, 3-4; King, Tomz e Wittenberg 2000, 349).

Nella procedura elaborata da King e colleghi la distribuzione da simulare è quella di qualche funzione dei parametri β stimati mediante il modello di regressione prescelto. Spesso questi parametri sono difficili da interpretare. Nella regressione logistica, ad esempio, i loro valori sono espressi in una unità di misura – il *logit* – che, come abbiamo visto, non possiede un'interpretazione «naturale». Esistono, però, *funzioni* dei parametri β che sono facilmente comprensibili e rappresentano in modo im-

¹⁵ Precisamente, il test di Wald applicato congiuntamente a questi quattro parametri produce i seguenti risultati: chi-quadrato = 8,6; gradi di libertà = 4; prob. = 0,071.

TAB. 3. *Modello di regressione logistica multinomiale per l'analisi delle scelte di voto espresse nelle elezioni dei rappresentanti alla Camera dei deputati del 1996 (quota maggioritaria): stime di massima verosimiglianza dei parametri e stime robuste (Huber-White) degli errori standard dei parametri*

Variabili indipendenti	Polo vs. Ulivo		Lega vs. Ulivo		Altri vs. Ulivo		Non validi vs. Ulivo	
	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$
<i>Zona geopolitica di residenza</i>								
Nord-Ovest ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
Nord-Est	–0,344	0,252	0,078	0,351	–1,267	0,776	0,258	0,617
Rossa	–0,555	0,202	–2,852	0,584	–1,505	0,618	–0,648	0,441
Meridionale	–0,080	0,168	n.s.	n.s.	–0,470	0,422	–0,001	0,417
<i>Dimensioni del comune di residenza</i>								
Fino a 10mila abitanti ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
10-100mila abitanti	0,212	0,153	0,164	0,319	1,493	0,451	–0,017	0,338
100-250mila abitanti	–0,093	0,283	–0,334	0,557	1,495	0,735	–0,181	0,502
Oltre 250mila abitanti	0,233	0,214	–0,516	0,553	1,376	0,736	–0,887	0,549
<i>Sesso</i>								
Uomini ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
Donne	–0,155	0,139	–0,430	0,293	0,375	0,370	0,161	0,316
<i>Classe di età</i>								
18-29 anni ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
30-39 anni	–0,200	0,154	–0,386	0,301	0,050	0,483	–1,180	0,365
40-49 anni	–0,297	0,166	–0,786	0,339	–0,178	0,494	–1,005	0,398
50-59 anni	–0,359	0,204	–1,090	0,485	–0,906	0,823	–0,646	0,415
60+ anni	–0,803	0,232	–1,061	0,493	–0,422	0,575	–0,853	0,515

Variabili indipendenti	Polo vs. Ulivo		Lega vs. Ulivo		Altri vs. Ulivo		Non validi vs. Ulivo	
	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}(\hat{\beta})$
<i>Livello di istruzione</i>								
Fino alla licenza media ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
Diploma o laurea	0,164	0,138	–0,245	0,347	–0,489	0,408	–0,100	0,307
<i>Classe occupazionale</i>								
Liberi professionisti e imprenditori ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
Commercianti e artigiani	–0,545	0,268	0,275	0,541	–0,185	0,759	1,606	0,804
Dirigenti settore privato	–0,572	0,342	0,508	0,731	–0,466	1,009	0,608	1,095
Dirigenti settore pubblico	–0,790	0,343	–1,728	1,107	–0,798	1,013	0,834	0,929
Impiegati settore privato	–0,542	0,253	0,573	0,544	–0,580	0,845	0,515	0,836
Impiegati settore pubblico	–1,068	0,245	–0,309	0,631	–0,586	0,797	0,829	0,802
Operai settore privato	–0,904	0,270	0,498	0,513	0,062	0,745	1,385	0,808
Operai settore pubblico	–1,007	0,434	–1,160	0,911	n.s.	n.s.	0,875	1,086
<i>Frequenza partecipazione alla messa</i>								
Meno di una volta al mese ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
Circa una volta al mese	0,183	0,196	0,008	0,356	1,184	0,539	0,034	0,414
Due o più volte al mese	0,369	0,152	–0,009	0,320	0,203	0,435	–0,005	0,365
<i>TV principale fonte informaz. politica</i>								
No ^a	0	–	0	–	0	–	0	–
Si	0,296	0,157	–0,062	0,327	–0,189	0,489	–0,629	0,371
<i>Costante</i>	0,636	0,338	0,379	0,649	–2,710	0,928	–1,518	0,797

^a Categoria di riferimento.

n.s. = non stimabile per mancanza di casi

mediato *quantità di interesse* (ad esempio, le probabilità) direttamente riconducibili al fenomeno oggetto di analisi. Tuttavia, sebbene sia relativamente facile ottenere stime puntuali di tali quantità, spesso è piuttosto complicato calcolare il grado di *incertezza* che le circonda. Come mostrano King e colleghi, questo problema computazionale può essere superato simulando la distribuzione della quantità di interesse e ricavando, da tale distribuzione, tanto la stima puntuale quanto la misura dell'incertezza desiderate.

Nel caso della regressione logistica multinomiale, questo obiettivo può essere conseguito adottando una procedura che si articola in tre fasi:

1) Innanzitutto si definisce una distribuzione multivariata normale β caratterizzata da media uguale a $\hat{\beta}$ e varianza uguale a $\hat{V}(\hat{\beta})$, dove $\hat{\beta}$ denota il vettore dei parametri stimati dal modello di regressione logistica multinomiale e $\hat{V}(\hat{\beta})$ denota la corrispondente matrice di varianza-covarianza, cioè il grado di *incertezza statistica* che circonda le stime¹⁶. Formalmente:

$$\beta \sim N(\hat{\beta}, \hat{V}(\hat{\beta}))$$

2) In secondo luogo, applicando i principi della simulazione stocastica descritti sopra, da questa distribuzione multivariata normale β si estraggono M vettori di parametri $\tilde{\beta}$ (generalmente $M = 1.000$). Se il grado di incertezza statistica che circonda le stime fosse nullo (cioè, se tutti gli elementi della matrice di varianza-covarianza $V(\beta)$ fossero pari a zero), ciascuna di queste M estrazioni darebbe luogo allo stesso vettore $\tilde{\beta}$. Ma nella misura in cui il grado di incertezza statistica che circonda le stime è maggiore di zero – come avviene, ad esempio, quando si analizzano dati campionari – ogni vettore estratto $\tilde{\beta}$ tenderà ad essere diverso dagli altri e tale variabilità sarà tanto maggiore quanto più elevato è il grado di incertezza statistica delle stime.

3) Infine, ognuno di questi M vettori di parametri simulati $\tilde{\beta}$ viene convertito in una quantità di interesse Q , ottenendo

¹⁶ In generale, una distribuzione multivariata normale corrisponde alla distribuzione congiunta di k variabili caratterizzate da distribuzioni univariate normali. Tale distribuzione è definita da due parametri: *a*) un vettore $k \times 1$ contenente le medie delle singole variabili; e *b*) una matrice $k \times k$ contenente le varianze delle singole variabili e le covarianze fra di esse (Mooney 1997, 47). Nella procedura qui illustrata, le variabili corrispondono ai parametri del modello di regressione prescelto.

così M valori simulati $\tilde{Q}_1, \tilde{Q}_2, \dots, \tilde{Q}_M$. Nel loro insieme questi valori approssimano l'intera distribuzione di probabilità a posteriori di Q , cioè $p(Q | D)$ – dove D denota l'insieme dei dati osservati. Tale distribuzione può essere utilizzata non solo per stimare il valore di Q più probabile, ma soprattutto per calcolare il grado di incertezza complessiva che circonda questa stima.

Come abbiamo accennato sopra, la flessibilità dell'approccio proposto da King e colleghi consiste nel fatto che Q può rappresentare qualsiasi funzione di parametri ritenuta rilevante ai fini dell'analisi, dalla più semplice alla più complessa. Nel presente studio ho assunto come Q il risultato delle elezioni politiche del 1996, cioè la distribuzione percentuale dei voti depositi nell'urna dagli elettori. Dunque, in questa analisi Q corrisponde a un vettore formato da cinque valori (tab. 1): percentuale di voti espressi a favore dell'Ulivo e dei suoi alleati, percentuale di voti espressi a favore del Polo e dei suoi alleati, percentuale di voti espressi a favore della Lega, percentuale di voti espressi a favore di altri raggruppamenti politici, e percentuale di voti non validi (schede bianche e nulle).

L'obiettivo della presente analisi, però, non è ovviamente quello di conoscere Q in sé (informazione già ampiamente nota), bensì quello di stimare in quale misura Q è stata influenzata dalla televisione intesa come fonte primaria di informazione politica. Per conseguire questo obiettivo ho innanzitutto disegnato due distinti scenari elettorali. In entrambi gli scenari la composizione dell'elettorato in termini delle sette variabili di controllo considerate nell'analisi rimane costante. Ciò che cambia è il ruolo attribuito alla televisione come fonte di informazione politica: nel primo scenario (che indicherò con il simbolo S_0) il mezzo televisivo rappresenta la fonte primaria di informazione politica per *nessun* elettore, mentre nel secondo scenario (che indicherò con il simbolo S_1) la televisione rappresenta la fonte primaria di informazione politica per *tutti* gli elettori.

In secondo luogo, ho formulato due interrogativi analoghi: quale sarebbe stato il risultato delle elezioni del 1996 se si fosse verificato lo scenario S_0 ? E quale sarebbe stato, invece, questo risultato se si fosse verificato lo scenario S_1 ? Questi interrogativi implicano che le quantità di interesse che si desidera stimare e porre a confronto sono due: Q^{S_0} , che denota la distribuzione percentuale dei voti attesa nel primo scenario; e Q^{S_1} , che denota la distribuzione percentuale dei voti attesa nel secondo scenario. In quanto elementi di un'analisi controfattuale, Q^{S_0} e Q^{S_1}

non sono direttamente osservabili ma, sulla base delle informazioni disponibili, possono essere stimate. A questo fine, utilizzando come punto di partenza le stime dei parametri $\hat{\beta}$ ricavate dal modello di regressione logistica multinomiale prescelto (tab. 3), ho applicato la procedura elaborata da King e colleghi¹⁷, simulando 1.000 elezioni per ciascuno scenario. Nell'effettuare queste simulazioni, e in particolare nel convertire i vettori di parametri simulati $\tilde{\beta}$ nelle quantità di interesse Q^{S0} e Q^{S1} , è stata tenuta in debita considerazione non solo l'incertezza statistica – derivante dal fatto che i dati analizzati sono stati tratti da un campione caratterizzato da dimensioni contenute e procedure di selezione imperfette – ma anche la cosiddetta *incertezza fondamentale*, cioè la «casualità» che può essere presente nelle scelte elettorali e che, nel modello di regressione logistica, è rappresentata dalla componente stocastica (King 1989, 9-10).

Le 1.000 elezioni simulate all'interno di ciascuno scenario hanno prodotto le distribuzioni di probabilità a posteriori di Q^{S0} e Q^{S1} , riassunte nella tabella 4 mediante quattro valori: la media, la moda e i limiti inferiore e superiore della regione HpD al 90%. La media e la moda sono misure ampiamente note: la prima rappresenta il valore atteso della distribuzione, mentre la seconda corrisponde al suo valore più probabile. Poiché i due valori, in questo caso, tendono a essere molto simili, nella discussione che segue assumerò sempre la media come *stima puntuale* delle quantità di interesse Q^{S0} e Q^{S1} . Il termine «regione HpD»¹⁸, invece, denota una sorta di intervallo di confidenza utilizzato nell'approccio bayesiano all'inferenza statistica per esprimere l'incertezza che circonda la stima puntuale di una data quantità di interesse Q (Gelman *et al.* 1995, 33-34). Più precisamente, il limite inferiore e quello superiore di una regione HpD al 90% delimitano la gamma dei valori di Q che occupano il 90% più probabile della distribuzione $p(Q | D)$. In quest'ottica, dunque, affermare che una quantità di interesse Q si trova all'interno di una data regione HpD al 90% significa essere «sicuri» al 90% che il «vero» valore di Q è compreso fra il limite inferiore e il limite superiore di quella regione HpD.

Focalizziamo ora la nostra attenzione sulle stime puntuali di Q^{S0} e Q^{S1} , trascurando per un momento l'incertezza che le cir-

¹⁷ Tale procedura è stata incorporata da King e colleghi nel software Clarify, costituito da un insieme di macro utilizzabili all'interno del pacchetto statistico *Stata*.

¹⁸ HpD è l'acronimo della locuzione inglese *highest posterior density*.

TAB. 4. *Distribuzione di probabilità delle quantità di interesse Q^{S0} e Q^{S1} : media, moda e regione Hpd (90%)*

	Q^{S0}				Q^{S1}			
	Media	Moda	Regione Hpd (90%)		Media	Moda	Regione Hpd (90%)	
			Limite inferiore	Limite superiore			Limite inferiore	Limite superiore
Ulivo e alleati	42,2	42,3	37,6	46,8	41,0	40,6	37,5	44,4
Polo e alleati	31,3	30,9	27,0	35,6	39,6	39,7	36,3	42,8
Lega	10,4	10,4	8,7	12,0	9,7	9,7	8,3	11,3
Altri	4,0	4,2	2,9	5,1	3,3	3,3	2,3	4,2
Voti non validi	12,1	12,3	10,3	14,0	6,4	6,4	5,1	7,9

TAB. 5. *Distribuzione di probabilità della quantità di interesse Q^{S1-S0} : media, moda e regione HpD (90%)*

	Media	Moda	Regione HpD (90%)	
			Limite inferiore	Limite superiore
Ulivo e alleati	-1,2	-1,6	-7,1	4,6
Polo e alleati	8,3	8,5	2,7	13,7
Lega	-0,7	-0,8	-2,8	1,5
Altri	-0,7	-0,7	-2,3	0,8
Voti non validi	-5,7	-5,6	-8,2	-3,4

conda. L'esame dei valori riportati nel pannello sinistro della tabella 4 rivela che, secondo la nostra analisi controfattuale, nell'ipotesi in cui la televisione non avesse costituito per alcun elettore la fonte primaria di informazione politica i voti si sarebbero ripartiti come segue: 42,2% all'Ulivo e ai suoi alleati, 31,3% al Polo e ai suoi alleati, 10,4% alla Lega, 4% agli altri schieramenti e 12,1% di schede bianche e nulle. I valori riportati nel pannello destro della tabella, a loro volta, ci dicono che nello scenario opposto (televisione = fonte primaria di informazione politica per tutti gli elettori) il risultato elettorale sarebbe stato piuttosto diverso: 41% dei voti all'Ulivo e ai suoi alleati, 39,6% al Polo e ai suoi alleati, 9,7% alla Lega, 3,3% agli altri schieramenti e 6,4% di voti non validi.

La nostra analisi, dunque, conferma la capacità della televisione (intesa come fonte primaria di informazione televisiva) di influire sul comportamento di voto degli elettori italiani. Per valutare direttamente l'entità di tale influenza ho calcolato – utilizzando ancora una volta la procedura di King e colleghi – la distribuzione di probabilità della quantità di interesse Q^{S1-S0} che, come si può facilmente intuire, esprime la differenza fra lo scenario S1 e lo scenario S0 in termini di risultato elettorale. Come ci mostra la tabella 5, il passaggio dal primo al secondo scenario si traduce sostanzialmente in un cospicuo vantaggio per il Polo e i suoi alleati, che vedono aumentare la propria quota di consensi dell'8,3%. È interessante notare come tale crescita della coalizione di centro-destra sia dovuta non tanto a una «sottrazione» di elettori agli altri schieramenti (che si limita al 2,6%), quanto a un sostanzioso calo delle schede bianche e nulle, metà delle quali (5,7%) – nel passaggio da uno scenario all'altro – si traducono in altrettanti voti validi per il Polo e i

suoi alleati. In altri termini, secondo i nostri dati la televisione influisce sui risultati elettorali soprattutto «spingendo» verso lo schieramento di centro-destra i cittadini disposti a recarsi alle urne ma tendenzialmente poco propensi ad esprimere una scelta di campo.

Le conseguenze di questo mutamento di scenario sulla distribuzione dei voti validi ai fini della ripartizione dei seggi in Parlamento sono illustrate in modo diretto nelle tabelle 6 e 7. Come si può osservare, l'influenza della televisione si esprime soprattutto nel fatto che, con il cambiamento di scenario, si passa da una sfida elettorale in cui l'Ulivo e i suoi alleati dominano nettamente gli avversari (48% vs. 35,6%), a una competizione i cui esiti sono piuttosto incerti in virtù del sostanziale equilibrio che si instaura fra i due principali schieramenti concorrenti (43,8% vs. 42,3%).

Questo confronto fra i due scenari disegnati dalla nostra analisi controfattuale mette in luce l'*influenza potenziale* della televisione sul voto, ma non ci dice ancora nulla sulla sua *influenza effettiva*, cioè sulla quantità di scelte elettorali messe realmente in «movimento» dalla televisione in occasione della competizione del 1996. Detto altrimenti, le stime puntuali di Q^{S1-S0} , riportate nelle tabelle 5 e 7, esprimono la *quota massima* di voti «influenzabili» dalla televisione, cioè l'effetto che questa avrebbe esercitato sui risultati elettorali del 1996 se avesse rappresentato la fonte principale di informazione politica per tutti gli elettori. Poiché all'epoca – almeno secondo i nostri dati – coloro che traevano le proprie informazioni politiche soprattutto dalla televisione erano il 73,5% del totale (nota 6), ne deriva che la *quota effettiva* di voti «spostati» dalla televisione nelle elezioni del 1996 è stata inferiore a quella massima. Per stabilire l'entità di questa quota effettiva dobbiamo porre a confronto la distribuzione dei voti attesa nello scenario S0 (tab. 4) con la distribuzione dei voti reale (tab. 1). Così facendo possiamo constatare che l'«effetto Tv» ha consentito al Polo e ai suoi alleati di guadagnare un apprezzabile 6% di voti (37,3%-31,3%), sottratti all'Ulivo (0,8%), alla Lega (0,4%) agli altri schieramenti (0,6%) e, soprattutto, alle schede bianche e nulle (4,2%). Tenendo conto dei soli voti validi, la quota effettiva di scelte elettorali «modificate» dalla televisione a favore del Polo e dei suoi alleati risulta pari al 4,9% (40,5%-35,6%).

In base ai risultati emersi dall'analisi controfattuale, dunque, potremmo concludere che in occasione delle elezioni del 1996

TAB. 6. *Distribuzione di probabilità delle quantità di interesse Q^{S0} e Q^{S1} (solo voti validi): media, moda e regione Hpd (90%)*

	Q^{S0}				Q^{S1}			
	Media	Moda	Regione Hpd (90%)		Media	Moda	Regione Hpd (90%)	
			Limite inferiore	Limite superiore			Limite inferiore	Limite superiore
Ulivo e alleati	48,0	48,0	42,8	52,9	43,8	43,1	40,3	47,4
Polo e alleati	35,6	35,0	30,6	40,5	42,3	42,4	38,9	45,7
Lega	11,8	11,9	10,0	13,6	10,4	10,2	8,8	12,0
Altri	4,6	4,7	3,3	5,8	3,5	3,5	2,4	4,5

TAB. 7. *Distribuzione di probabilità della quantità di interesse Q^{S1-S0} (solo voti validi): media, moda e regione Hpd (90%)*

	Media	Moda	Regione Hpd (90%)	
			Limite inferiore	Limite superiore
Ulivo e alleati	-4,2	-4,6	-10,5	2,1
Polo e alleati	6,7	6,6	0,7	12,7
Lega	-1,4	-1,7	-3,8	0,9
Altri	-1,1	-1,0	-2,8	0,6

la televisione (intesa come fonte primaria di informazione politica) ha portato complessivamente in dote alla coalizione guidata da Berlusconi 2.421.835 voti¹⁹. Questa conclusione, però, non tiene conto del fatto che i dati da noi utilizzati sono imperfetti e, pertanto, le stime ricavate da essi sono inevitabilmente caratterizzate da un certo grado di incertezza. Nelle tabelle da 4 a 7 tale incertezza è espressa in modo accurato dai limiti inferiori e superiori delle regioni Hpd al 90%. Come si interpretano questi valori? La prima colonna della tabella 4 ci dice che il Polo e i suoi alleati, nello scenario S0, avrebbero conquistato il 31,3% delle preferenze, pari a 12.675.385 voti. Questa cifra, però, rappresenta solo il *valore medio* di una distribuzione formata da 1.000 elezioni simulate e, in quanto tale, è intrinsecamente incerta. Sono poche le elezioni simulate in cui il Polo ha ottenuto una quota di consensi prossima a quella media: nella maggior parte dei casi questa quota ha assunto un valore maggiore o minore. Precisamente, i limiti inferiore e superiore della regione Hpd riportati nella tabella 4 ci dicono che nel 90% dei casi (cioè in 900 elezioni simulate su 1.000) il Polo e i suoi alleati hanno ricevuto una quota di voti compresa fra il 27% e il 35,6%. Tradotto in termini assoluti, il limite inferiore della regione Hpd corrisponde a 10.934.038 voti, mentre il limite superiore equivale a 14.416.732 preferenze. Se sottraiamo questi due valori al numero di voti effettivamente ricevuti dal Polo alle elezioni del 1996 (15.097.220), possiamo concludere quanto segue: siamo «sicuri» al 90% che in occasione delle elezioni del 1996

¹⁹ Questo valore rappresenta la differenza fra le preferenze effettivamente ricevute dal Polo e dai suoi alleati alle elezioni del 1996 (15.097.220) e quelle attese nello scenario S0 (12.675.385).

(Camera dei deputati, quota maggioritaria) la televisione (intesa come fonte primaria di informazione politica) ha «spostato» verso il Polo e i suoi alleati un numero di voti compreso fra 680.488 e 4.163.182. Questo tipo di conclusione è importante per due motivi: da un lato, ci dice che esistono ottime ragioni per credere che il risultato elettorale del 1996 sia stato influenzato in una certa misura dalla televisione a favore del Polo e dei suoi alleati; dall'altro, sottolinea il fatto che, con i dati a nostra disposizione, non siamo in grado di stabilire con precisione l'*intensità* di tale influenza la cui stima, in termini relativi, oscilla fra un modesto 1,7% e un considerevole 10,3% di scelte elettorali «convogliate» verso il Polo.

Osservazioni conclusive

In questo articolo ho analizzato la relazione fra televisione e comportamento elettorale perseguendo un obiettivo molto specifico: offrire una stima quantitativa attendibile dell'influenza complessiva esercitata dalla televisione – intesa come fonte primaria di informazione politica – sui risultati delle elezioni del 1996 (Camera dei deputati, quota maggioritaria). Per conseguire tale obiettivo ho utilizzato una sofisticata procedura di analisi dei dati, recentemente introdotta da King e colleghi, che mi ha consentito non solo di ottenere una stima dell'«effetto Tv» di immediata comprensione, ma anche di calcolare in modo accurato il grado di incertezza (sia statistica che fondamentale) che circonda questa stima.

Come abbiamo visto, i risultati delle analisi consentono di concludere con un buon grado di sicurezza che il risultato elettorale del 1996 è stato influenzato in una certa misura dall'informazione politica televisiva, che ha determinato un «movimento» di voti complessivamente favorevole al Polo e ai suoi alleati. I dati utilizzati in questo articolo non consentono di svelare i meccanismi responsabili di tale influenza. È possibile, tuttavia, avanzare alcune ipotesi. La più semplice è quella che sta alla base del conflitto politico fra maggioranza e opposizione richiamato nel primo paragrafo: la televisione ha favorito il Polo perché quest'ultimo, in virtù del fatto che il suo leader possiede tre reti televisive nazionali, può godere di maggiore visibilità negli spazi televisivi dedicati all'informazione politica. A sostegno di questa ipotesi si possono portare i risultati dell'analisi di Sani

e Segatti (1996, 471-478) secondo i quali – nel corso della campagna elettorale del 1996 – «la Rai ha dedicato al centro-sinistra uno spazio totale all'incirca pari a quello dato al centro-destra»; mentre le reti Fininvest «hanno nettamente privilegiato la coalizione di centro-destra sia in termini di tempo totale che in termini di tempo direttamente gestito dai competitori»²⁰.

Un'ipotesi alternativa (o complementare) è che il vantaggio competitivo offerto dall'informazione politica televisiva al Polo sia una questione non di *quantità*, bensì di *messaggio*. In altre parole, si può ipotizzare che il messaggio politico diffuso dal Polo attraverso il mezzo televisivo durante la campagna elettorale del 1996 sia risultato più allettante (per forma e/o contenuti) di quello veicolato dalla coalizione di centro-sinistra. Il fatto che la televisione abbia «portato» voti al Polo non tanto sottraendoli agli avversari, quanto «convertendo» potenziali schede bianche o nulle alla causa del centro-destra (tab. 5), potrebbe essere letto come indizio a sostegno di questa ipotesi.

Quali che siano i meccanismi soggiacenti, è importante ricordare che l'*intensità* dell'influenza esercitata dalla televisione sulle elezioni del 1996 è, sulla base dei dati disponibili, piuttosto incerta. La stima puntuale del numero di voti «spostati» verso il Polo dall'«effetto Tv» è pari a 2.421.835, corrispondenti al 6% di coloro che si sono recati alle urne. Un uso retorico del dato statistico ci spingerebbe a «ipostatizzare» questa cifra, attribuendole un carattere di certezza che, inevitabilmente, porterebbe a una sovrainterpretazione del risultato. Se invece, come correttamente si dovrebbe sempre fare, teniamo conto dell'incertezza (statistica e fondamentale) che circonda questa stima, possiamo solo affermare che il «vero» numero di voti «movimentati» dalla televisione in occasione delle elezioni del 1996 è, molto probabilmente, compreso fra 680.488 e 4.163.182: un intervallo troppo ampio per stabilire, al di là di ogni ragionevole dubbio, se il mezzo televisivo può svolgere un ruolo decisivo nella competizione elettorale italiana.

Si noti, tuttavia, che in un sistema maggioritario con collegi uninominali anche una piccola quantità di voti «spostati» a favore dell'uno o dell'altro concorrente può essere determinante per stabilire chi vince e chi perde, specialmente laddove i rap-

²⁰ Il meccanismo dell'*impar condicio* (Sani e Segatti 1996, nota 21) è stato evocato anche da Ricolfi (1994) per spiegare l'«effetto Tv» a favore del Polo da lui stimato per le elezioni del 1994.

porti di forza fra i due schieramenti principali tendono a essere equilibrati²¹. In questi casi, anche un effetto limitato della televisione sulle scelte di voto potrebbe assumere un carattere risolutivo.

Riferimenti bibliografici

- Bartels, L.M. (1993), *Messages Received: The Political Impact of Media Exposure*, in «American Political Science Review», n. 2, pp. 267-285.
- Berelson, B.R., P.F. Lazarsfeld e W.N. McPhee (1954), *Voting. A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*, Chicago, University of Chicago Press.
- Caramani, D. (1996), *La partecipazione elettorale: gli effetti della competizione maggioritaria*, in «Rivista italiana di scienza politica», n. 3, pp. 585-608.
- Corbetta, P. e A.M.L. Parisi (a cura di) (1997), *A domanda risponde. Il cambiamento del voto degli italiani nelle elezioni del 1994 e del 1996*, Bologna, Il Mulino.
- D'Alimonte, R. e S. Bartolini (1996), *Come perdere una maggioranza. La competizione nei collegi uninominali*, in «Rivista italiana di scienza politica», n. 3, pp. 655-701.
- De Lucia, A. (1996), *L'influenza della televisione sul voto. Un caso esemplare: S. Felice a Canello*, in «Sociologia e ricerca sociale», n. 49, pp. 99-119.
- Freedman, P. e V. Goldstein (1999), *Measuring Media Exposure and the Effects of Negative Campaign Ads*, in «American Journal of Political Science», n. 3, pp. 1189-1208.
- Gelman, A., J.B. Carlin, H.S. Stern e D.B. Rubin (1995), *Bayesian Data Analysis*, London, Chapman & Hall.
- Harrop, M. e W.L. Miller (1987), *Elections and Voters. A Comparative Introduction*, London, Macmillan.
- Jackman, S. (1999), *Moderating the News: Political Information and Media Effects*, relazione presentata alla conferenza annuale dell' Australasian Political Studies Association, Sidney, 27-30 settembre.
- King, G. (1989), *Unifying Political Methodology. The Likelihood Theory of Statistical Inference*, Cambridge, Cambridge University Press.
- King, G., M. Tomz e J. Wittenberg (2000), *Making the Most of Stati-*

²¹ A questo proposito è opportuno ricordare che, nelle elezioni del 1996, in diversi collegi la competizione fra Ulivo e Polo si è risolta con differenziali di voto molto ridotti (D'Alimonte e Bartolini 1996; Corbetta e Parisi 1997).

- stical Analyses: Improving Interpretation and Presentation*, in «American Journal of Political Science», n. 2, pp. 347-361.
- Lazarsfeld, P.F., B.R. Berelson e H. Gaudet (1944), *The People's Choice*, New York, Columbia University Press.
- Lee, E.S., R.N. Forthofer e R.J. Lorimor (1989), *Analyzing Complex Survey Data*, Thousand Oaks, Sage.
- Liao, T.F. (1994), *Interpreting Probability Models. Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models*, Thousand Oaks, Sage.
- Long, J.S. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks, Sage.
- Mazzoleni, G. (1984), *Televisione elettorale e televisione politica. Materiali per un bilancio della ricerca sugli effetti*, Milano, Unicopli.
- Mooney, C.Z. (1997), *Monte Carlo Simulation*, Thousand Oaks, Sage.
- Pisati, M. (1997), *Chi ha votato chi. Omogeneità e differenze fra gli elettorati dei diversi schieramenti politici*, in Corbetta e Parisi (a cura di), pp. 139-176.
- Ricolfi, L. (1994), *Elezioni e mass media. Quanti voti ha spostato la Tv*, in «Il Mulino», n. 6, pp. 1031-1046.
- (1997), *Politics and the Mass Media in Italy*, in «West European Politics», XX, pp. 135-156.
- Sani, G. e P. Segatti (1996), *Programmi, media e opinione pubblica*, in «Rivista italiana di scienza politica», n. 3, pp. 459-482.
- Sartori, G. (1989), *Videopolitica*, in «Rivista italiana di scienza politica», n. 2, pp. 185-198.
- (1999), *Homo videns. Televisione e post-pensiero*, Bari, Laterza.
- Van der Eijk, C. e B. Niemöller (1979), *Recall Accuracy and Its Determinants*, in «Acta Politica», n. 3, pp. 289-342.
- Voss, D.S., A. Gelman e G. King (1995), *Preelection Survey Methodology: Details from Eight Polling Organizations, 1988 and 1992*, in «Public Opinion Quarterly», n. 1, pp. 98-132.